

Háztartási fogyasztói magatartás és jólét Magyarországon a rendszerváltás után – egy modellkísérlet

„A lakosság fogyasztási kereslete és annak hatása a jóléti elemzésekre – háztartás-szintű becslés Magyarországon 1993 és 2001 között” című, T046151 KGJ jelű OTKA kutatás végbeszámolója.

Cseres-Gergely Zsombor⁺ – Molnár György⁺⁺

Összefoglaló

Az egyes emberek gazdasági teljesítményének végső eredménye fogyasztásukban, és az ez által generált jólétben ölt testet. E közhelyszerű igazság ellenére a magyarországi háztartások fogyasztási szokásairól kevés közgazdasági alapú információ áll rendelkezésre. A jelen írás ezt a hiányt kezdi el pótolni egy mára alapvetővé vált kiadási modell becslésével. A becslési eredményeken teszteljük a közgazdasági elmélet által megkívánt feltételezések tarthatóságát, végül pedig azt mutatjuk be, hogy miként használható az elemzési keret az ár- (és adó-) változások hatásának számszerűsítésére, megélhetési indexek, illetve fogyasztási egység skálák számítására.

Kutatásunkban minden tervezett témát érintettünk. Több olyan problémát tártunk fel, amelynek vizsgálata ígéretes és további kutatás tárgya lehet, de több olyan is volt, amelyről kiderült, hogy Magyarország esetében további vizsgálata indokolatlan.

Az eredmények tanúsága szerint a modell bizonyos megszorításokkal ugyan, de alkalmazható a magyar helyzetre. A modell becslése sikeres volt, a kapott eredmények a nemzetközi irodalomban találtakhoz hasonlíthatók. A modellezés folyamán a termékek többféle csoportosításával kísérleteztünk. A KSH által használt 6 termékcsoporthelyett készítettünk 3 és 8, az utóbbiban a gyógyszereket és a lakásrezsit külön kezelő csoportosítást is. Az eredmények azt mutatják, hogy a két felbontás között egyértelmű rangsort nehéz felállítani. A 3 termékes modell szűkre szabja a mozgásteret, de az étel-miszer fogyasztásának alakulását és az összefüggé-

⁺ MTA KTI és CEU Közép-európai Egyetem

⁺⁺ MTA KTI

sek nemlinearitását jobban megragadja. A 8 termékes modell ugyanakkor hívebben tükrözi a nem-élelmiszer termékcsoportok viselkedését. Az viszont egyértelmű, hogy a 6 termékes, a KSH csoportosítását követő változat nem szerencsés, mivel egészen különböző természetű (normál illetve luxus-jellegű) termékcsoportokat von össze.

Az egyes termékek fogyasztása és a jövedelem közötti kapcsolatot leíró Engel görbék közül több esetben bebizonyosodott, hogy a linearitás feltevése nem tartható, így a becslésnél sok esetben legalább másodfokú jövedelmi tagot kell alkalmazni. Következtethetünk arra is, hogy egy későbbi vizsgálatban a másodfoknál nagyobb rugalmasságú függvényforma is alkalmazható lenne, szintén összhangban a szakirodalomban találtakkal. Különösen hasznos lenne ez a fogyasztási egységek pontosabb becsléséhez.

A kvadratikus tag jelentőségét ugyanakkor igen erősen befolyásolta, a legrészletesebb csoportosításban több helyen kioltja a becslésbe bevont demográfiai változók sora. Az eredetileg a fogyasztási viselkedés becslésének pontosítására használt változók bevonása láthatóan lecsökkenti a kvadratikus tag hatását. Az eredmény figyelemre méltó, de érhető: sikerült explicit tennünk olyan preferenciákat, amelyek eddig csak a jövedelem-hatásban jelentek meg. A demográfiai hatások modellezésében a fogyasztási modellek esetében igen vitatott „háztartásfő” fogalom terén is sikerült előre lépünk. Bevezettük a „potenciális háztartásfő” fogalmát, ami az általánosan használt merev, férfiközpontú háztartásfő-fogalmat rugalmas, a háztartás többi felnőtt tagját és az aktivitást is figyelembe vevő fogalommal helyettesíti. A jelenlegi úttörő kutatási irányokat figyelembe vevő változtatás minden korábbi próbálkozásnál jobb magyarázó erőt eredményezett.

További módszertani eredmény, hogy megmutattuk, az egyéni szinten modellezett fogyasztási kereslet esetében a népesség egy részében törvényszerűen perverz eredményt fogunk kapni. Nevezetesen törvényszerű, hogy az adott normál termékből legalacsonyabb kiadási hányaddal rendelkező háztartások esetében a jövedelemrugalmasság negatív, a saját árrugalmasság pozitív legyen. Ahogy a reprezentatív fogyasztós modellek jelentősége a jövőben csökkenni fog – a makroökonómiai elmélet változása mellett a számítástechnika fejlődése, és a fogyasztási modellezés terén a kvadratikusnál magasabb foksámú modellek megjelenése – ennek a kérdésnek az alapos vizsgálata egyre nagyobb jelentőségű lesz.

A standard fogyasztáselmélet tesztjein a modell az elvárásoknak megfelelően, nem tökéletesen vizsgázott. A kompenzált (kereszt) árrugalmasságok Szluckij mátrixa negatív szemidefinittségét, mely a racionális modell teljes beválását igazolná, elvethetjük – a legtöbb, a teljes háztartási viselkedést vizsgáló tanulmány ezt találja. Elvetjük ugyanakkor a

homoteticitást, az Engel görbe linearitását és a fogyasztási döntésnek a tartós fogyasztási cikkekkel kapcsolatos kiadásoktól, illetve a saját termelésből való fogyasztástól való szeparabilitását is, mely jellemzőket a modell megfelelően kezel. Az utóbbi téma a további kutatás fontos, a nemzetközi irodalomban meglepően kevésbé tárgyalt területe lehet, különös tekintettel arra, hogy elemzéséhez kiemelkedően jó adatokkal rendelkezünk.

A kiadási modellt három, a jóléti vizsgálatokban alapvető területen alkalmaztuk, a hasznosság-konzisztens megélhetési indexek, az árváltozások jóléti vizsgálata és a kiadási (fogyasztási) egység-skálák számítása terén. A gyakorlat számára leginkább tanulságos eredményt a jóléti vizsgálat terén értünk el – demonstráltuk, hogy a megbecsült modell segítségével jelentősen pontosítható az az eredmény, amelyet az árváltozások naiv, a fogyasztói alkalmazkodást figyelmen kívül hagyó becslésével elérhetünk.

Megmutattuk azt is, hogy miként lehet az elmélettel konzisztens megélhetési indexeket számítani. A jóléti számítással ellentétben ugyanakkor ennek nincs központi jelentősége, mert az index igen jól közelíthető egy ismert, a kiadási modell futtatása nélkül is számítható indexszel. Fontosnak találtuk ugyanakkor azt a rugalmasságot, amit a háztartási szintű mikroadatok használata visz az index-számításba.

Végül számítottunk a kiadási modellel konzisztens fogyasztási egységeket, amelyek a háztartási gazdaságosságot próbálják az első utáni háztartástag súlyának korrekciójával megragadni. Eredményeinkből egyöntetűen kitűnik, hogy a nemzetközileg használt skálák túlbecsülik a hazai méretgazdaságosság mértékét. A gyermekek a felnőttek által fogyasztott javakból kevesebbel beérik, sajátos „fogyasztási szerkezetüknek” köszönhetően azonban más, nem feltétlenül olcsó termékekből igen sokat fogyaszthatnak. Levonhatjuk a közvetkeztetést, hogy a nemzetközi gyakorlatban standard ekvivalencia skálák alkalmazása Magyarországon félrevezető lehet, a relatív jövedelmi helyzet túlbecsüléséhez vezethet a gyermekes, különösen a többgyermekes családok esetében.

Bevezetés

Az emberek jólétének összehasonlító vizsgálata a közgazdaságtudomány művelőinek egyik kiemelt feladata. Az összehasonlítás történhet időben, térben, társadalmi vagy egyéb csoportok között. Bármi is legyen azonban a hasonlítás dimenziója, ahhoz olyan mértékre van szük-

ség, amely a hasonlítást lehetővé teszi. A klasszikus mikroökonómia világos útmutatást ad e kérdésben: a jólét vizsgálatának egyik alapja az egyéni hasznosság lehet. A hasznosság közvetlen mérése azonban lehetetlen, így valamilyen közvetett eszközhöz kell folyamodnunk. A hasznosságot közgazdászok és nem közgazdászok egyaránt leggyakrabban a jövedelem szintjével társítják. Számos oknál fogva Magyarországon ez a megközelítés ma szinte egyeduralgó. Könnyű azonban belátni azt, hogy ha az emberek szabadon dönthetnek jövedelmük elköltésének módjáról, akkor a jövedelem a jólétnek nem feltétlenül megfelelő mértéke (lásd ennek formális tárgyalását Blundell–Preston (1994) írásában). Bár a későbbiekben erről bővebben szólnunk, előrebocsáthatjuk: megfelelő mértékként sok esetben a fogyasztás egy célszerűen standardizált mértéke szolgálhat.

Célunk ebben az írásban az, hogy empirikus eredményekkel szolgáljunk a magyar háztartások kiadási viselkedésével kapcsolatban. Ezek egyrészt segítenek megérteni a korrigálatlan jövedelmi, vagy akár kiadási adatok használatából fakadó tévedés mértékét és jellegét. Másrészt lehetővé tesznek olyan jóléti és kiadási egység (háztartási hatékonyság) számításokat, amelyek a fogyasztói magatartás közgazdasági modellezése nélkül nem végezhetőek el. Ezek mellett reméljük, hogy munkánk utat nyithat összetettebb kérdések vizsgálata felé, mint amilyenek az egyéni jövedelem-fogyasztási vagy a megtakarítási döntések.

Az elméletről röviden

A hasznosság mérése számos olyan *elméleti* problémát vet fel, amelyen ehelyütt csak átlépni tudunk (ld. erről pl. Sen (1977) és (1987)). Ezek feszegetése helyett most feltesszük, hogy a hasonlítás legszigorúbb feltételei teljesülnek, és legalább elvileg létezik olyan mérték, amelynek segítségével az emberek hasznosságai számszerűen összevethetőek. Az egyik kérdés most az, hogy ez a mérték megismerhető-e, vagy sem, illetve ha nem, van-e olyan alternatív mérték, amely egy az egyben leképezi a hasznosság szintjét, illetve változásait. A klasszikus fogyasztáselmélet dualitása alapján belátható, hogy optimalizáló fogyasztók esetében ennek a szerepnek a kiadási- (vagy költség-) függvény tökéletesen megfelel. Belátható, hogy a megfelelésnek (az elmélet érvényességén túl) két feltétele van. Egyrészt a haszonmaximalizálással összhangban levő árindexszel kell a különböző árak mellett kialakuló fogyasztói kosár összértékét deflálni. Másrészt hasonlóan konzisztens eljárással kell a háztartások közötti különbségeket figyelembe venni, tehát az egy főre jutó kiadás nagyságát kiszámítani. Ha mindez teljesül, és az intertemporális döntésektől eltekinthetünk, akkor a jólét a korrigált kiadás szintjével, a jólét változása a kiadási szintek változásával jól mérhető.

A másik kérdés az, hogy ennek a mértéknek a változását milyen módon befolyásolják a környezeti hatások változásai. Ha az árak emelkednek, a fogyasztók veszteséget szenvednek el, hiszen az eddigi fogyasztói többletük lecsökken. Amennyiben az áremelkedés nem terjed ki minden termékre, a fogyasztók csökkenthetik veszteségeiket, ha olyan termék fogyasztására csoportosítják át jövedelmüket, amelynek ára nem, vagy a többinél csak kisebb mértékben emelkedett. Az átcsoportosítás lehetőségét leíró kiadási rugalmasságok ismeretében megmondható, hogy egy áremelkedés milyen mértékben befolyásolja egyes termékcsoportok fogyasztását, vásárlását, így végeredményben a jólét alakulását.

A háztartások kiadási viselkedésének modellezése mindkét fenti kérdésre választ ad. Erre támaszkodva a fogyasztási viselkedésen alapuló empirikus modellek eredményeit széles körben használják a kormányzati döntések előkészítésében, leggyakrabban ár- és adóváltozások vizsgálatához.

A kiadási modell jelenleg leggyakrabban használt formája negyedszázados, egy évtizede esett át némi „ráncfelvarráson”. Az alapokat Deaton–Muellbauer (1980a) írása jelentette, szoros harcban Christensen, Jorgensen és Lau (1975) modelljével. Mindkét írás alapgondolata ugyanaz: olyan keresleti rendszer kialakítása, amely másodfokon rugalmasan közelít tetszőleges árhatásokat. A modell egyik komoly megkötését, miszerint egy termék mindenki számára vagy luxuscikk, vagy szükségleti cikk lehet, Banks–Blundell–Lewbel (1997) (ezután: BBL) írása oldotta fel. A klasszikus alapokon építkező közgazdasági fogyasztás-kutatás frontvonalát jelenleg a háztartáson belüli egyéni fogyasztás és a „valódi” nemparametrikus, a haszonfüggvények helyett a haszonmaximalizálás axiómáival dolgozó kutatás jelenti. Ezzel együtt a gyakorlati döntés-előkészítő munkában parametrikus kiadási rendszerek becsléseit széles körben használják szerte a világban.

A megközelítés hasznossága ellenére Magyarországra vonatkozólag igen kevés ilyen eredménnyel rendelkezünk, melyek közül egy sem alkalmazható a jelenlegi viszonyokra. 1989 után a lakosság fogyasztási keresletével standard, mikroökonómiai eszközökkel nem foglalkozott tanulmány. A korábbi időszakból két forrást kell megemlíteni. Az egyik ezek közül Hoch–Kovács–Ördög (1982) könyve, amely a makroszintű fogyasztási modellek között végez összehasonlítást, és a kor technikai feltételeinek megfelelően aggregált adatokon becsült kiadási modelleket. A második Kotász Gyuláné doktori disszertációja, amely az említett könyvön két téren is továbblép. Egyrészt közli az AIDS (Almost Ideal Demand System) modellt is ismertető könyv (Deaton–Muellbauer (1980b) ezután: DM) jelentős részét magyar fordítás formájában, másrészt meg is becsüli a modellt. A becslés során az AIDS modellt a lineáris

kiadási rendszer és a Rotterdam-modell alapján kapott eredményekkel hasonlítja össze. Az eredmények sajnos igen nehezen értelmezhetők, mivel kellő mennyiségű adatpont híján a becslés olyan restrikciókkal valósul meg (például a kereszt-árrugalmasságok 0-ra korlátozása), amely jelentős ellentmondásban van a modell kifejlesztésének motivációjával. Az, hogy a rendszerváltás után e tanulmányoknak nem született természetes folytatásuk, nem kis részben a szükséges adatok, illetve számítástechnikai kapacitás szűkösségének tudható be. Ma mind a két tényező rendelkezésre áll.

A fogyasztáselmélet alapjait minden közgazdász megismeri tanulmányai első évében, így annak részletes ismertetésétől eltekintünk. A kiadási modellek fejlődése szintén kiválóan nyomon követhető a korábban már említett művekből. E fejlődés lényege az, hogy a fogyasztók között egzakt módon aggregálható rendszert próbáltak kialakítani. Ha fenntartjuk az egzakt aggregálhatóság igényét, az utolsó szó a jövedelemben kvadratikus tagot tartalmazó rendszer, mely két kívánatos tulajdonságot egyesít magában. Egyfelől egzakt módon aggregálható úgy, hogy egyben összeegyeztethető a racionális haszonmaximalizáció elfogadott modelljeivel. Másfelől rugalmas függvényforma, amely teljes formájában bármely másodfokú függvény tetszőleges közelítésének tekinthető.

A modell mai formájában

Hasznos, ha ismertetjük a modell ma használt formáját Banks-Blundell-Lewbel (1997) alapján. Feltesszük, hogy adott k termék, melyekre vonatkozólag a fogyasztó folytonos hasznosságfüggvénnyel rendelkezik. A kiadási modelleket sok esetben az indirekt hasznosságfüggvényből vezetik le. Ennek alakját BBL 3-as egyenlete adja meg:

$$\ln V = \left\{ \left[\frac{\ln m - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})} \right]^{-1} + \lambda(\mathbf{p}) \right\}^{-1}, \quad (1)$$

ahol m az összkiadás, \mathbf{p} az árak vektora, $a(\mathbf{p})$ és $b(\mathbf{p})$ ennek függvényei, $\lambda(\mathbf{p})$ pedig az egyes termékek árainak (pontosabban az árak logaritmusának) elsőfokon homogén függvénye. Korábban említettük, hogy a kiadások adott időpontbeli allokációjának vizsgálatakor az esetek túlnyomó többségében eltekintünk az intertemporális döntésektől, a megtakarítástól, illetve a tartós fogyasztási cikkek vásárlásától. Ezt a korántsem egyértelmű egyszerűsítést a preferenciák egyrészt időbeli, másrészt a kialakított termékcsoportok közötti szeparabilitása (illetve annak feltételezése) teszi lehetővé. Ha ez így van, akkor a mikroökonómiában „jövedelemként” címkézett tényező helyét az adott időszakra allokkált összkiadás, „bűdzsé” veszi át.

Fontos még megjegyezni, hogy m az összkiadásnak lehet mind háztartási szintű, mind pedig olyan mértéke, amely a háztartási kiadásokat egy főre vetíti. Mi (a fogyasztási egység számításoktól eltekintve) az utóbbi változatot használjuk, hiszen a viselkedési modell egy döntéshozóra vonatkozik. Lehet azonban amellett is érvelni – különösen a gyermekes háztartások esetében –, hogy a háztartások, mint egységek hozzák meg döntéseiket. A háztartáson belüli döntések modellezése korántsem triviális és a fogyasztáselmélet jelenleg talán legaktívabb kutatási területe. A témáról részletesen lásd például a fogyasztási döntésekre koncentráló Browning–Chiappori–Lewbel (2004)-et. Munkánk során vizsgáltuk m mindkét formáját és – mint látni fogjuk – az eltérések csekélynek bizonyultak.

A preferenciák fenti felírása a DM által bevezetett PIGLOG (*Price Independent Generalised Logarithmic*) modell alapjaira építkező kiterjesztés: ha $\lambda(\mathbf{p})$ független az áraktól, az eredeti PIGLOG preferenciákat kapjuk vissza. A kiadási arányok egyenletei innen a megszokott módon, a költségfüggvény ár szerinti deriváltjaként kaphatók meg. Esetünkben az egyenletek a naturáliában nem kifejezhető kiadási tételeknél igen hasznos, kiadási arány formában állnak elő (BBL 10-es egyenlete):

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] \right\}^2, \quad (2)$$

ha a $\lambda(\mathbf{p})$ tag definíciójának a

$$\lambda(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^k \lambda_i \ln p_i, \quad \sum_{i=1}^k \lambda_i = 0 \quad (3)$$

alakot választjuk. A PIGLOG-modellcsalád általános feltételeinek megfelelően az alábbi feltételek is fennállnak

$$\sum_{i=1}^k \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^k \beta_i = 0 \quad \text{és} \quad \sum_{i=1}^k \gamma_{ij} = \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} = 0 \quad (4)$$

A kiadási arányok egyenletében a korábban már ismert mennyiségek mellett önállóan is megjelennek a \mathbf{p} vektor elemei. Megtalálhatók még ott az „ízlésbeli” különbségeket megragadó α_i konstansok is, amelyek – az alkalmazások során több tagra bontva – magukban foglalják az árakból és az összkiadás nagyságából nem egyenesen következő háztartás-, hely-, vagy idő-specifikus hatásokat (*taste shifter*-ek). Ezen specifikus hatások együtthatóinak összege szintén 0.

A két, a teljes árvektortól függő tag

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (5)$$

és

$$b(p) = \exp\left(\sum_{i=1}^k \beta_i \ln p_i\right). \quad (6)$$

Az áráktól függő tagok közül kiemelt figyelmet érdemel az $a(\mathbf{p})$ tag, mely valójában egy deflátor. Mivel kiszámításához a modell konstansát is felhasználjuk, az árindex a háztartások között annak ellenére szóródni fog, hogy az árakhoz tartozó paraméter rögzített.

Meg kell jegyezni, hogy eredeti formájában a DM modell nem tartalmazta a deflátorokat, hanem az egyes árak szorzatai az egyenletben lineáris formában jelentek meg. A deflátorok valójában magukba olvasztják azokat a kvadratikus tagokat, amelyek a modell kifejtésének alap gondolatát adták. Ezzel együtt már az eredeti DM cikkben sem a keresztszorozatos egyenletet becsülték meg, mert az árak kollinearitása miatt az gyakorlatilag lehetetlen volt. A későbbiekben már elméleti modellekben is a korlátozott forma jelent meg, ezért használjuk mi is azt.

Vegyük észre, hogy az intertemporális és a keresztszetszeti fogyasztási/kiadási döntések függetlensége nem feltétlenül fordítható meg. Bár a jelenbeli kiadások függetleníthetők a jövőbeliektől, a megtakarítások elosztása nem független a keresztszetszeti fogyasztási döntésektől, hiszen minden háztartás számára más és más az effektív deflátor, amit megtakarítási pályájának kialakításakor figyelembe kell, hogy vegyen.

A jóléti elemzéshez elengedhetetlen jövedelmi rugalmasságok a következőképpen számíthatók:

$$e_i = 1 + \left(\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] \right\} \right) / w_i \quad (7)$$

A kompenzálatlan (Marshall-i) ár rugalmasságok:

$$e_{ij} = \left(\gamma_{ij} - \frac{\lambda_i \beta_i}{b(\mathbf{p})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] \right\}^2 \right) / w_i - \{e_i - 1\} \left(\alpha_j + \sum_{l=1}^K \gamma_{jl} \ln p_l \right) - \delta_{ij}, \quad (8)$$

a kompenzált (Hicks-i) ár rugalmasságok pedig a Szluckij-egyenletből adódnak:

$$e_{ij}^* = e_{ij} + e_i w_j \quad (9)$$

A kvadratikus összkiadás-taghoz tartozó paramétert gondolatban 0 értékre korlátozva, illetve a nemnulla paraméter mellett az összkiadást változtatva látható, hogy mi adja a QUAIDS modell rugalmasságát. Olyan termékek, amelyek az összkiadás alacsony szintjei mellett luxuscikkek voltak, nagy jövedelem mellett szükségleti cikkeké válhatnak.

Míg az árváltozásoknak a kiadásra gyakorolt közvetlen hatását a Marshall-i rugalmasságok mérik, a jóléti számításokhoz a Hicks-i rugalmasságokra van szükség. Ezek a jólét mérésére alkalmasnak tartott költségfüggvény paraméterei, melyek arra adnak választ, hogy a jólétet rögzítve milyen jövedelemváltozásra van szükség az árváltozások ellentételezésére. Fontos megjegyezni, hogy az ilyen jóléti számítások csak akkor érvényesek, ha a klasszikus fogyasztásmélet feltételezései összeegyeztethetők az adatokban megmutatkozó viselkedéssel. Erről a kompenzált rugalmasságokból felépülő Szluckij-mátrix elmélet által sugallt tulajdonságait (szimmetria, negatív szemidefinittség) vizsgálva lehet döntést hozni. A preferenciák háztartáson belüli aggregálása után az elméleti jellemzők tesztelésekor is találkozunk az aggregálhatóság problémájával. Noha a modell lehetőséget ad az aggregálásra, mikroadatokkal dolgozva nem feltétlenül szükséges azt megtennünk. Mint látni fogjuk, esetünkben ez a lehetőség fontosnak fog bizonyulni.

Adatok

Elemzésünket a KSH Háztartási Költségvetési Felvételére, valamint fogyasztói árstatisztikájára alapozva végezzük.¹ A Fogyasztói Árindex Füzetek 156 termékre közlik a havi árindexeket, illetve a számításhoz használt (a 2 évvel korábbi kiadási szerkezetet tükröző) súlyokat is. Ezek az árak térben nem szóródnak, így nem egyeznek meg pontosan azokkal az árakkal, amelyekkel a vásárló találkozik.

A HKF 1993 óta évenként ismétlődő adatfelvétel, amely évenként mintegy tízezer háztartásra terjed ki. Az egyes háztartások az év során egy hónapig naplót vezetnek jövedelmeikről és kiadásaikról. A havi naplóvezetést következő év elején egy (vagy két) éves kikérdezés követi, melynek során valamennyi jövedelmi tételt, valamint a kiadások számottevő részét is

¹ Az utóbbit a KSH Fogyasztói Árindex Füzetek elnevezésű kiadványából másoltuk ki, mivel idősorban elektronikus formában nem található meg.

újra rögzítik, most már az egész évre vonatkozóan. A HKF tartalmazza a háztartás tagjainak legfontosabb személyi adatait is.

A HKF mintájának elvileg egyharmad része évenként rotálódik, így abból 3 éves rotációs panelek állíthatók össze. A gyakorlatban azonban, a válaszmegtagadás miatt, a rotációs panelek mérete csak 1800-2000 háztartás között mozog. A panel méretének kicsinysége indokolja, hogy a keresztmetszeti elemzésre korlátozódunk.

Tekintettel arra, hogy meglehetősen kevés árindex áll rendelkezésünkre, szükségszerű választás volt, hogy az elemzést havi és nem éves adatokra alapozzuk, mivel ellenkező esetben rendkívül kicsi lett volna az áraknak a modellszámításokat megalapozó variabilitása. Mivel a naplózás – többé-kevésbé egyenletes eloszlásban – más-más hónapban történik, ezért a számítások során mindvégig alkalmaztuk a hónapok dummy változóit.

A kiadások összeállításakor az elméleti modellel konzisztensen az egyes termékcsoportokból elhagytuk a tartós javakat, illetve a tartós fogyasztási értékű egyéb kiadásokat (amilyen például a lakásfelújítás). Értelemszerűen nem vettük számba a mezőgazdasági termeléshez szükséges kiadásokat sem. A megfelelő korrekciót mind a kiadási adatok, mind az árindexek esetében elvégeztük. Ugyanakkor mind a saját termelésből történő fogyasztás nagyságát, mind pedig a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának dummyváltozóját (a háztartás vásárolt-e az adott hónap során tartós fogyasztási cikket) a modell-számítások során szerepeltetjük a háztartás-specifikus magyarázó változók között.

A mintából a becslések stabilitása érdekében elhagytuk az extrém kiadási arányokkal rendelkező megfigyeléseket. Az ilyen döntés természetesen mindig hordoz magában bizonyos önkényességet. Különösen igaz ez itt, ahol nem kis számban fordultak elő zéró megfigyelések. Ezekről később részletesen szót ejtünk.

Stilizált tények, a modell építőelemei

Bár a jelen elemzés célja nem valamely, az adatokban megfigyelt jelenség magyarázata, a parametrikus modell függvényeinek kialakításához szükséges az azt alkotó elemek viselkedésének leírása. Minthogy a modell az Engel-görbék és az árak hatásának többé-kevésbé elhatárolható blokkjából áll, célszerű itt is ezt a kettősséget követni.

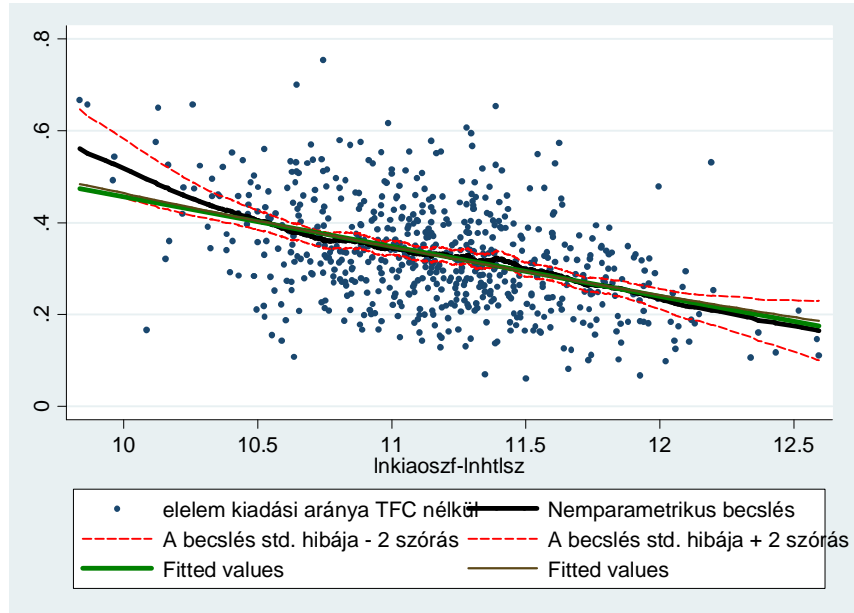
Az Engel görbék blokkjának vizsgálatához BBL eljárását követve egy jól körülhatárolható háztartástípust, a 2 fős, gyermek nélkül élő háztartásokat használtuk. (Ezek a háztartások megjelennek később a fogyasztási egység számítások referencia-csoportjaként is.) Az 1. ábra

blokkjai a KSH fogyasztói árindexének csoportosítása szerint mutatják a termékcsoporthoz Engel-görbéit. A változó árak és a demográfiai hatások csökkentése érdekében az ábrák a 25-50 éves kor közötti háztartásfőjű, 2 személyes háztartások adatait mutatják be 2001-ben. A vízszintes tengelyen az összkiadás logaritmusai találhatók. A pontfelhők a nyers adatokat mutatják, a folytonos vonalak pedig különféle becslések eredményeit. A fekete vonal egy nemparametrikus (lokális lineáris) becslés eredménye, amely körül a szaggatott piros vonalak aszimptotikus elméletre alapozott 5%-os konfidencia sávok. A világoszöld vonal egy egyszerű lineáris, a sötétzöld pedig egy kvadratikus regresszió becslését mutatja.

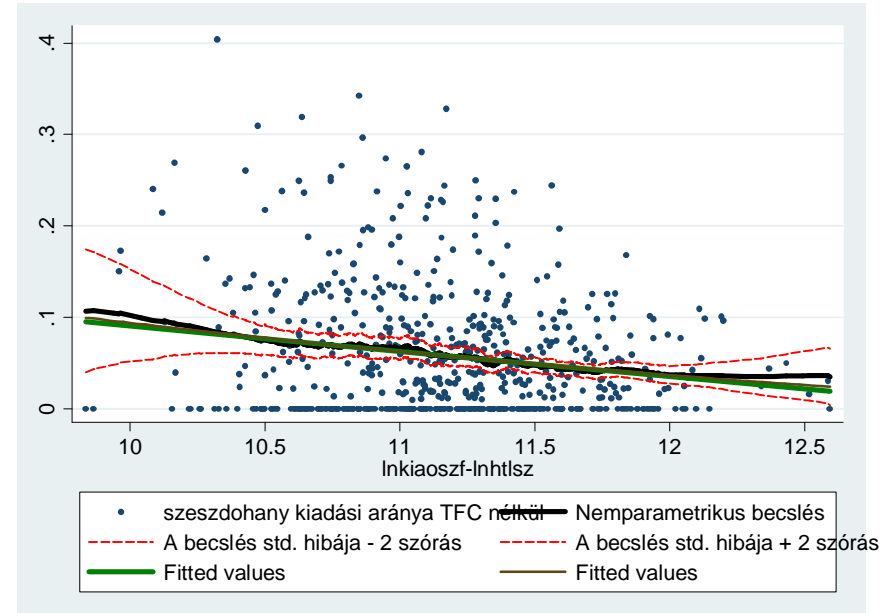
Mindenekelőtt fontos megfigyelni, hogy a többi terméktől eltérően az élvezeti cikkek, illetve a ruha kiadási hányadai között nagy számban találunk 0 értékeket. Előre elmondhatjuk, hogy ezeknek a kezelésére a modell nem ad konzisztens módot, és rendszerként becsülve nem is megoldott a 0 értékek kezelése például egy szelekciós modellel. A későbbiekben az általános gyakorlatnak megfelelően, amennyire lehet, elhanyagoljuk a problémát. A gyakorlati alkalmazások során az is egyértelművé vált, hogy a 0 értékekhez képest nagyobb problémát okoznak az extrém módon kicsi értékek.

1a. ábra: Nemparametrikus Engel-görbék kétfős, 25-50 év közötti „korú” háztartások esetében 2001-ben Magyarországon

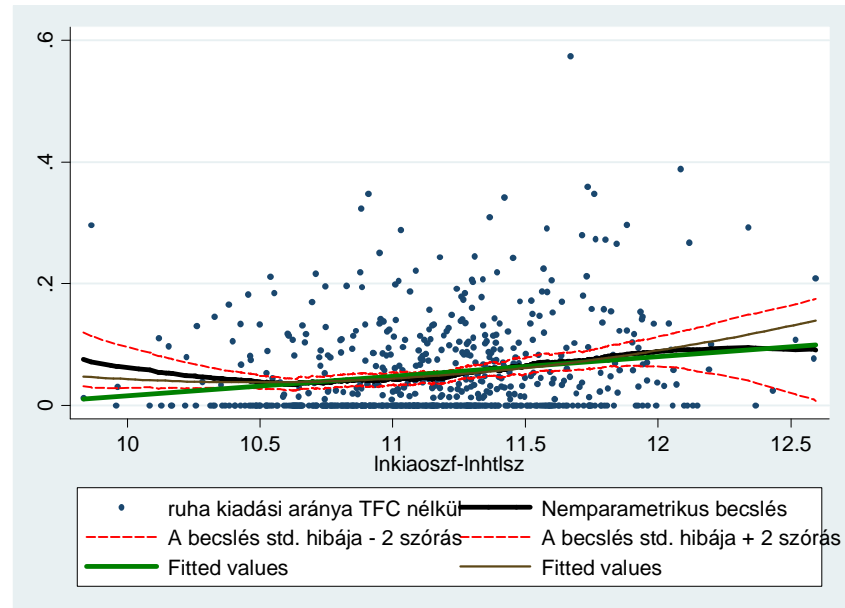
Élelmiszer



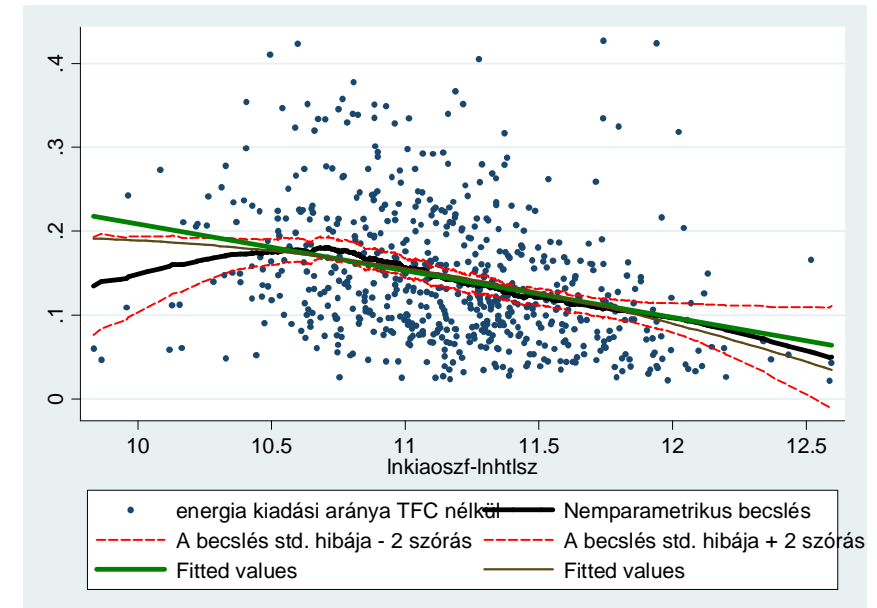
Élvezeti cikkek



Ruházkodás

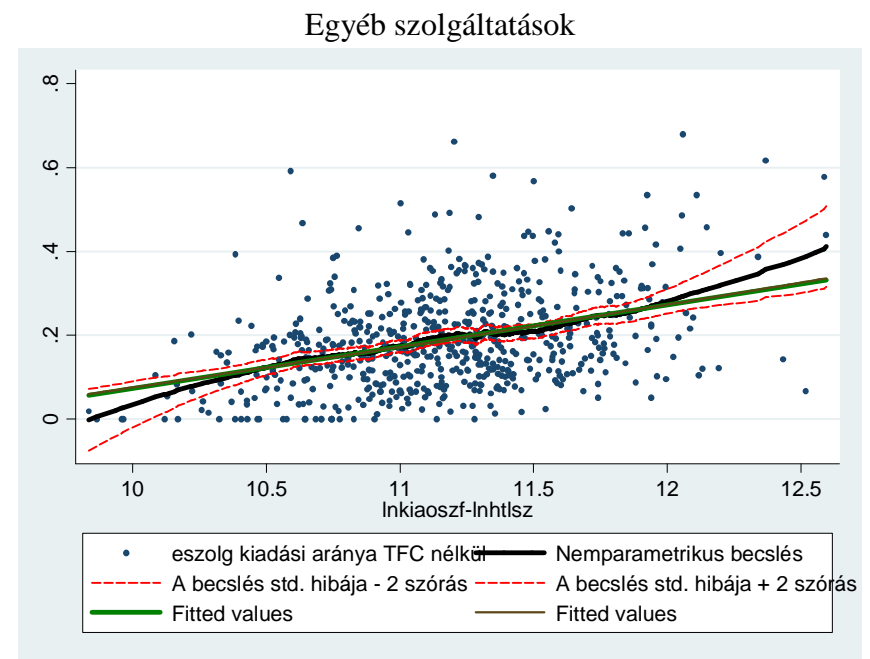
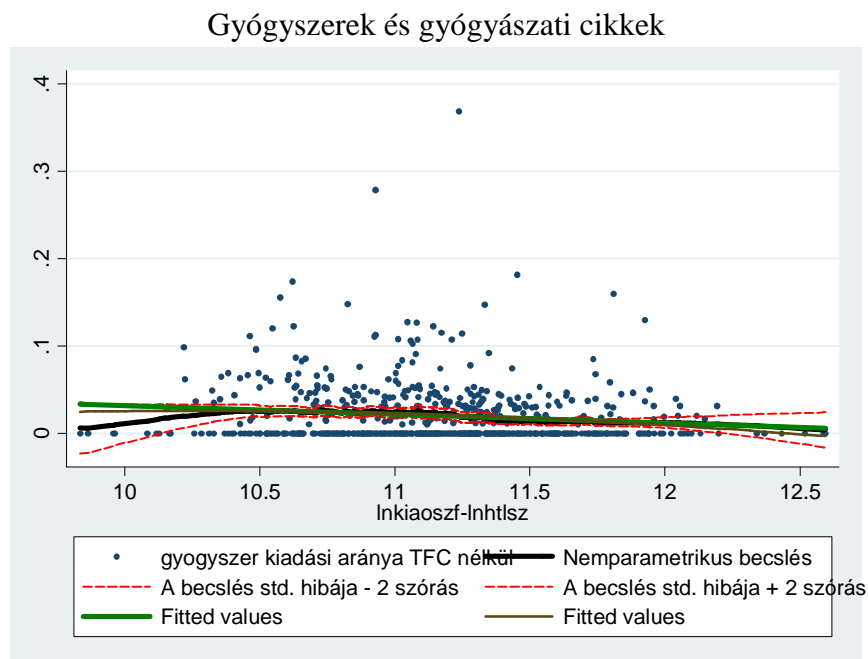
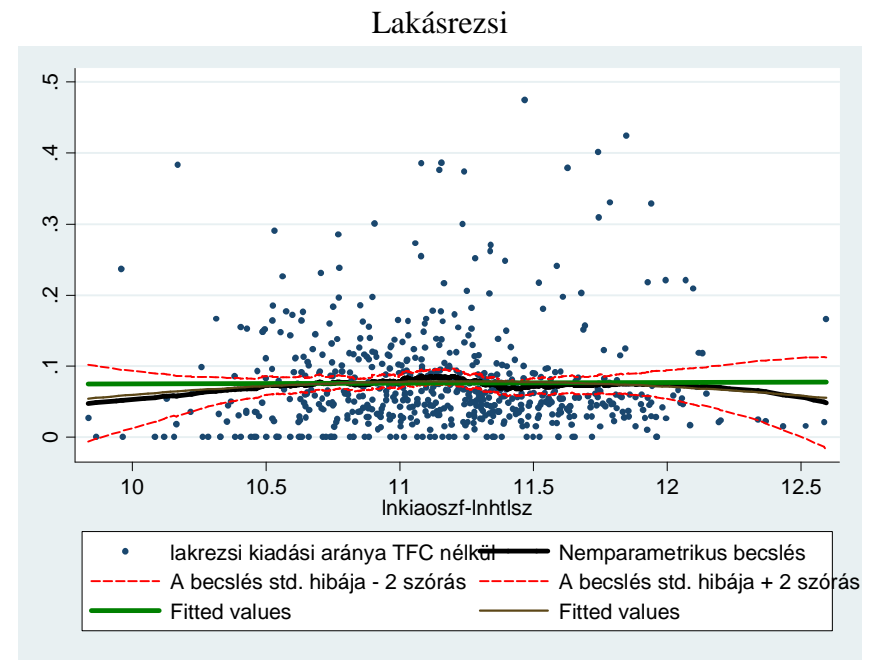
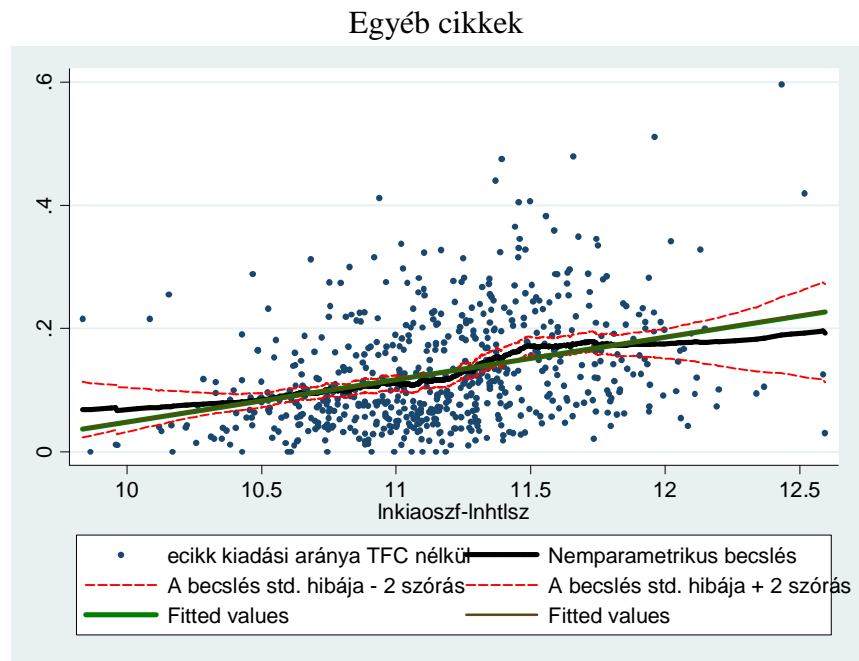


Energia



Forrás: saját számítás a KSH HKF adatok alapján. A nemparametrikus becslés lowess eljárással készült.

1b. ábra: Nemparametrikus Engel-görbék kétfős, 25-50 év közötti „korú” háztartások esetében 2001-ben Magyarországon



Forrás: saját számítás a KSH HKF adatok alapján. A nemparametrikus becslés lowess eljárással készült.

Az összefüggések alakjait vizsgálva elmondható, hogy a lineáris modell az energia, a ruházódás, és a szolgáltatások kivételével jól teljesítene. Ezeknél a termékeknél főként a keveset költő háztartások esetében láthatunk eltéréseket.

A kapott eredményeket összevethetjük a BBL-ben bemutatott Engel görbékkel. A kiadási szintek sokszor igen eltérőek: például az élelmiszerkiadások jelentős része 40 százalék körül van, de nem ritka a 60 százalék sem, míg Nagy Britanniában az 1980-as évek elején ugyanez a két szám 25 és 40 százalék volt! Az összefüggések alakját tekintve megegyezést látunk az élelmiszerek és a BBL-ben összevont egyéb cikkek és szolgáltatások esetében. Figyelemre méltó ugyanakkor, hogy a ruházódás esetünkben lineáris (esetleg konvex) és az energia igen enyhén konkáv görbéje BBL-nél a konkavitás példája, a kvadratikus modell motivációja.

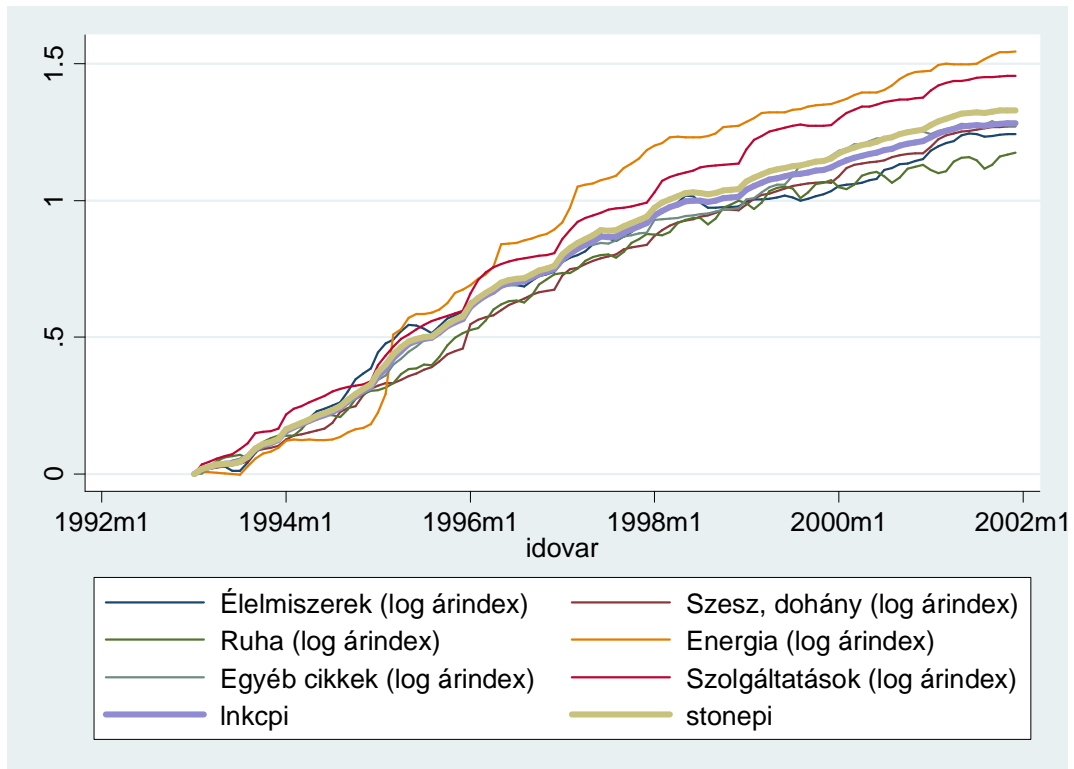
Árak

A kiadási viselkedés modellezéséhez elméletben szükség lenne azokra az árakra, amelyekkel a fogyasztó vásárlásai során szembesül. Az egyes termékek áraitól mikroszinten, azaz az egyes megfigyelések szintjén azonban nincs teljes körű információnk. Ez egyrészt szükségszerű, mert bizonyos termékek, termékcsoporthoz annyira heterogének, hogy csak aggregálás útján jöhetnek létre, minek következtében az áruk is aggregálás útján áll elő. Másrészt a KSH gyűjt ugyan árakat az ország különböző területeiről, ezekhez az elemi adatokhoz azonban nem sikerült hozzáférést kapnunk. Fontos megemlíteni, hogy az árak esetünkben árindexeket jelentenek. Ahhoz, hogy ezek árszintekhez hasonlóan viselkedjenek, az eredetileg láncindexekből bázisindexeket kell gyártanunk, 1993 januári bázissal. Ebben az időszakban tehát minden termék ára 1, a modellben használt logaritmus pedig értelemszerűen 0.

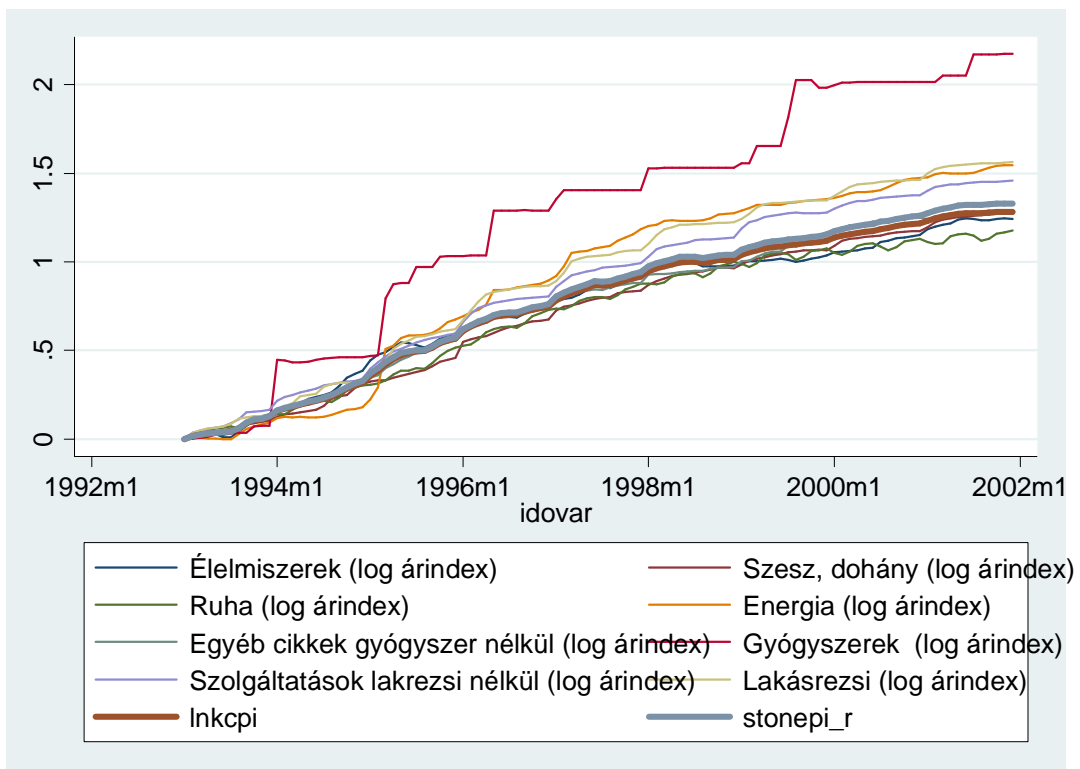
A 2. ábra az egyes termékek bázisindexének időbeli alakulását mutatja logaritmusban – ez az a forma, ahogy az árak a modellben megjelennek. „Lnkcpi” címkével a KSH árindexét (amelyből azonban a tartós fogyasztási cikkeket eltávolítottuk), „stonepi” címkével pedig a Stone árindexet jelöltük.² Ez utóbbit akkor szokás használni, ha az elmélettel konzisztens árindex számítására nincs mód, mégis annak jó közelítésére van szükség – a gyakorlatban jól szokott teljesíteni. Az árak alakulása a modellezéshez két szempontból fontos. Az első, nyilvánvaló ok ezek közül az, hogy az árak hatását azok önálló, a teljes árindextől eltérő variabilitásából identifikáljuk és becsüljük.

² A Stone árindex a kiadási arányok és az árindexek logaritmusának szorzata összegezve valamennyi termékre.

2. ábra: Az egyes termékcsoportok árának alakulása 1993 és 2002 között (bázisindexek logaritmusai).



3. ábra: Az egyes termékcsoportok árának alakulása 1993 és 2002 között (bázisindexek logaritmusai).



Az árak közül több az árindexekhez tapad (KSH cpi és stone cpi: maguk sem térnek el jelentősen). Jóval az átlag felett nőtt az energia (Bokros csomag utántól indulva), és a szolgáltatások ára (folyamatosan). A leginkább átlag alatti növekedést a ruha illetve a szeszdohányárak produkálták. Két fontos termékcsoportot a fenti, a KSH által használt definíciók nagy csoportokba olvasztanak: a lakásfenntartás költségeit, és a gyógyszerárakat. Ha ezeket kiemeljük a szolgáltatások, illetve az egyéb cikkek közül, akkor a 3. ábrán látható képet kapjuk. Látható, hogy a lakásrezszi áremelkedése is meghaladja a szolgáltatásokét, a gyógyszerárak emelkedése azonban messze elválik a többi termékétől.

A termékek csoportosítása

A gyógyszerek, kisebb mértékben a lakásrezszi átlagnál nagyobb drágulása felveti a kérdést: külön kezeljük ezeket a csoportokat, vagy az eredeti főcsoportokba olvasztva?

A keresleti rendszerek érvényessége aggregáláson alapul. A levezetett eredmények nemcsak elméletileg nyugszanak azon a feltételezésen, hogy egy adott termék iránt több fogyasztó támaszt keresletet (és így fundamentálisan diszkrét kereslet esetében is folytonos kereslet alakul ki), de a rendszer gyakorlati becslése is feltételezi, hogy a keresleti függvények folytonosak. Aggregálni tehát kell, a kérdés csak az, hogy hogyan.

Mintegy 158 termék esetében van adatunk árváltozásokról, a kiadások összegéről ennél is többről. Első ránézésre kézenfekvő lenne a KSH által a fogyasztói árindex céljaira kialakított kiadási főcsoportokat meghagyni, és azokkal dolgozni. Ez azonban inkább kényelmesebb, mint ésszerű megoldás, hiszen a fogyasztáselmélet világos útmutatást ad: az aggregálás a kialakított csoportok közötti szeparabilitást megjelenítő megszorítás, amelyet nem tesztlünk, hanem a becslés során érvényesítünk. Mivel megfelelő szisztematikus módszer nem áll rendelkezésre³, végeredményben két szempontok követve járhatunk el. Egyfelől az introspekció, tapasztalat az, amire elsősorban hagyatkozhatunk, amikor egyes termékeket egy csoportba sorolunk. A másik feltétel éppen az árak alakulására alapozható: azok a termékek legyenek egy csoportban, amelyek ára időben hasonlóan alakul.

³ Elvileg elképzelhető egy iteratív eljárás is, amelyben kisebb aggregátumokat megbecsülve fokozatosan vonunk össze termékeket, termékcsoportokat. Ez azonban a gyakorlatban nem járható út, a hatalmas számításigényen túl mindenek előtt azért, mert ahogy növeljük a termékek számát úgy lesz egyre nagyobb a 0 értékek aránya a havi kiadásokban, ami viszont tönkreteszi a becslést.

A KSH fogyasztói árindex számításához használt főcsoportokat két ütemben változtattuk meg. Elsőként elhagytuk a tartós fogyasztási cikkeket, kiemeltük a saját tulajdonú lakások imputált költségét, és különvettük az energia, illetve az egyéb cikkekre költött összeget.⁴ Ennek oka az intertemporális döntések korábban már taglalt elhagyása, illetve az, hogy makroszinten imputált adattal nem tudunk dolgozni. Ez a referencia-változat, amely a modell keretei között annyira megfelel a KSH beosztásának, amennyire csak lehetséges.

1. Csoportosítás	2. Csoportosítás	3. Csoportosítás	KSH főcsoportok
Élelmiszer	<i>Élelmiszer</i>	Élelmiszer	Élelmiszer
Egyéb	<i>Szesz és dohányáru</i>	Szesz és dohányáru	Szesz és dohányáru
Egyéb	<i>Ruházat</i>	Ruházat	Ruházat
-	-	-	Tartós fogyasztási cikkek
Energia	<i>Energia</i>	Energia	Egyéb cikkek, energia
Egyéb	-	Gyógyszer, gyógyáru	Egyéb cikkek, energia
Egyéb	<i>Egyéb cikkek</i>	Egyéb cikkek	Egyéb cikkek, energia
Egyéb	-	Lakásrezsi (lakbér, közös költség, szemétdíj, vízdíj, csatornadíj)	Szolgáltatások
Egyéb	<i>Szolgáltatások (saját tulajdonú lakások nélkül)</i>	Szolgáltatások (saját tulajdonú lakások nélkül)	Szolgáltatások

A második lépésben a két nagy gyűjtőkategóriából kiemeltük a gyógyszereket, illetve a lakásrezsit. A döntés alapja itt egyrészt az árak már látott jellegzetes alakulása, másrészt az volt, hogy míg a szolgáltatások keresletének növekedése igen szoros összefüggést mutat a jövedelemmel (azaz dominánsan „luxuscikk”, lásd később), a lakásrezsi viselkedése ezzel éppen ellenkező. A gyógyszerek és egyéb gyógyászati kiadások esetében is hasonló összefüggés mutatkozik (aminek hátterében persze elsősorban az életkor, illetve az egészségi állapot és a jövedelem közötti összefüggés húzódik meg). A későbbiekben bemutatott eredmények alátámasztják a 8-termékes felbontás helyességét.

⁴ Valamint nem került be az árindexben nem szereplő, de a HKF-ben rendelkezésre álló információ a lakásfelújításra, építésre vonatkozó kiadásokról.

A harmadik lépésben készítettünk egy minimalista csoportosítást, amelyben csak azt a két termékcsoportot vizsgáltuk meg (és természetesen az összes többi), amelynek ára a közelmúltban változott, vagy változni fog. Így alakult ki az „élelmiszerek”, a „háztartási energia”, és az „egyéb” csoport.

A kiadási rendszer becslése és tesztelése

Az ökonometriai becslés tárgya a (2) egyenlet. Ebből látható, hogy első közelítésben egy összetett nemlineáris problémával állunk szemben, hiszen az árhatások együtthatói szerepelnek az $\ln a(\mathbf{p})$ általánosított deflátorban. A probléma mára standard megoldása az az iteratív eljárás, amelyet Browning-Meghir (1991) fejlesztett ki. A módszer azon a felismerésen alapul, hogy az $a(\mathbf{p})$ árindex ismeretében a becslés lineáris. Egy kellően megválasztott árindexszel deflálva az összkiadást, eljuthatunk az árhatások egy kezdeti becsléséhez. A későbbiekben ezeket felhasználva a deflátor újraszámolható, és új becslés készíthető. A folyamatot ismételve, ahogy azt Blundell–Robin (1996) később bebizonyította, a paraméterek konvergenciájához, a nemlineáris problémáéval ekvivalens megoldáshoz jutunk.

Mivel a modell minden egyenletében minden regresszor szerepel, széteső rendszert kapunk, amit a legkisebb négyzetek módszerével becsülhetünk. Ehelyett az összkiadásban jelentkező esetleges mérési hibákból következő endogenitás hatásának elkerülése érdekében instrumentális becslést alkalmazhatunk, instrumentumként az összjövedelmet és négyzetét használva (feltéve ezzel természetesen, hogy az nem korrelált a hibákkal). Mivel azonban a szimmetriakorlátokat érvényesíteni szeretnénk, illetve tesztelni a szimmetria megkötéseit, kétfokozatú rendszerbecslést alkalmaztunk. Az iteratív eljárás során a paraméterek négyzetösszegének változását vizsgáltuk, toleranciaként 1 ezreléket használva (mondhatnánk azt is, hogy egyszerű *minimum distance* eljárást használtunk). A becslés jellemzően 6 iteráció alatt konvergált.

Mivel az egyenletek összefüggő rendszert alkotnak, k termék esetén elég $k-1$ számút becsülni belőlük. A k . egyenlet paraméterei egyenesen adódnak a korábban felírt (3) és (4) feltételekből. Az elméleti modell szerkezetéből több megszorítás következik, ezek közül az egyik a Szluckij-mátrix szimmetriája. A szimmetria tesztelhető, a tesztet pedig hagyományosan likelihood-ratio próbával végezzük. Alapesetben a modell szimmetria-korlátozott változatát használtuk.

A becsült egyenletben mind az árak, mind az összkiadás módosított formában szerepel. Egyrészt az összkiadást elosztottuk a háztartás létszámával, ugyanakkor a demográfiai válto-

zók között szerepeltettük a háztartás létszámát (logaritmusban). Másrészt az árakat a harmadik (illetve a 8-termékes változat esetében nyolcadik), kihagyott árral osztva, relatív árként szerepeltettük, ezzel kényszerítve a rendszerre a homogenitást. A szimmetriához hasonlóan ez a hipotézis is vizsgálható, ha relatív árak helyett árszinteket használunk a becsléshez.

Noha a kiadási rendszerben több ponton szeparabilitást tételezünk fel, Browning–Meghir (1991) megmutatja, hogy a „konstans” lehetőséget nyújt a nem modellezett, de fontosnak vélt nemszeparabilitások kezelésére. Ha például a munkakínálat/munkapiaci részvétel esetében gyanakszunk nemszeparabilitásra, akkor annak a döntésnek a végeredményét, példánkban a ledolgozott órák számát, illetve az aktivitást jelző indikátort a konstansba illesztve az összefüggés modellezése nélkül kontrollálhatunk erre az összefüggésre. Ilyen céllal a tartós fogyasztási cikkek vásárlását jelző indikátor, illetve a saját termelésű fogyasztásnak az összkiadáshoz viszonyított aránya került be az egyenletekbe.

A háromtermékes modell becslési eredményei

A háromtermékes (élelmiszer, háztartási energia, egyéb termékek), könnyebben áttekinthető modell becslési eredményeit mutatjuk be először. A modell-számítások során elhagytuk a mintából azokat a háztartásokat, amelyek havi összes kiadása, valamint élelmiszerfogyasztása irreálisan alacsony volt (az alacsony – akár zérus – élelmiszerkiadású háztartásokat, ha volt saját termelésű élelmiszer-fogyasztásuk megtartottuk). Elhagytuk továbbá azokat, amelyek esetében az energia-kiadások nem érték el az összes folyó kiadás 2 százalékát, valamint azokat is, ahol az élelmiszeren és háztartási energián kívüli kiadások aránya nem érte el a 10 százalékot. Ennek eredményeként az eredetileg 82499 főből álló minta 76212 főre csökkent (a teljes minta mintegy 92 százaléka). Számításainkat lefuttattuk a teljes mintán is. A redukció érdemben nem változtatta meg az eredményeket, csupán a későbbiekben bemutatandó ábrákat tette kezelhetővé.

Az 1. táblázat a 3 vizsgált aggregált termék kiadáson belüli arányának becslését foglalja össze. Az (7)-(9) képletek alapján a táblázatban bemutatott együttthatókból számíthatjuk a jövedelem- és az ár rugalmasságokat. (A tradícióhoz ragaszkodva használjuk a jövedelem-rugalmasság kifejezést, valójában, mint láttuk, az összkiadás rugalmasságáról van itt szó.) A jövedelem-rugalmasságokat bemutató 4. ábrán látható, hogy várakozásainknak megfelelően az élelmiszer és a háztartási energia jövedelmi rugalmassága 1 alatt van, tehát normál jószágként viselkednek, míg az egyéb termékeké 1 fölött, ebben a bontásban tehát ezek a luxusjavak. Magyarázatra az élelmiszer és különösen az energia esetében a negatív jövedelmi ru-

galmasság szorul. Az élelmiszerek jövedelmi rugalmassága a háztartások kevesebb mint 1, az energia esetében viszont közel 10 százaléka esetében negatív.

Első pillantásra azt gondolhatnánk, hogy az élelmiszer inferior jószágként viselkedik. Ennek azonban ellentmond, hogy ilyen nagy aggregátumok esetében az inferioritás nehezen interpretálható, ráadásul pont azoknál a háztartásoknál figyelhető meg, amelyek esetében a legalacsonyabb az élelmiszer aránya a kiadásokon belül. Hasonló a helyzet az energiánál is, amit végképp nehéz inferior jószágként interpretálni.

A magyarázatot a (7) képlet elemzése szolgáltathatja, melyet itt megismétlünk:

$$e_i = 1 + \left(\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] \right\} \right) / w_i$$

A nem luxus termékek esetében a képlet jobboldalának második tagja szükségképpen negatív. Ebben a tagban az együtthatók a háztartások között egységesek, az összkiadás, $a(\mathbf{p})$, $b(\mathbf{p})$ és a nevezőben a kiadási hányad változik háztartásonként. Mivel az összkiadás melletti λ_i együttható meglehetősen kicsiny (ld. az 1. táblázatban a másodfokú tag együtthatóját), a $b(\mathbf{p})$ értéke pedig 1 körül van, ezért az összkiadás hatása a rugalmasságra jóval kisebb, mint a kiadási hányadé.

Ebből az következik, hogy relatíve (a többi háztartáshoz képest) nagyon kicsiny kiadási hányad esetében a jövedelmi rugalmasság szükségképpen negatív lesz a normál jószágok esetében. A luxus javaknál a képlet második tagja pozitív, így ott ugyanez a hatásmechanizmus extrém módon magas jövedelmi rugalmasságokat eredményez a kicsiny kiadási hányadú háztartások esetében.

Az 1. táblázat első 2 sorának együtthatói és a konstans tag felhasználásával – tehát az árrugalmasságok figyelmen kívül hagyásával – prediktált kiadási arányok alapján elkészített Engel-görbéket mutatja be az 5. ábra. Az ábrán a kék pontok jelzik a Stone-indexszel deflált összkiadáshoz tartozó prediktált élelmiszer kiadási arány értékeket az egyes háztartásokra vonatkozóan, míg a piros vonal az ezekre a pontokra illesztett polinomiális regresszió eredménye. Az Engel görbék alakja megfelel előzetes várakozásainknak: az élelmiszer és az energia esetében az összkiadás függvényében enyhén konvex, csökkenő, míg az egyéb termékek esetében konkáv növekvő görbét kaptunk.

1. táblázat

A kiadási arányok szimmetria-korlátos becslésének eredménye a 3 termékes modellben
(háztartások száma = 76212)

	élelmiszer	energia	egyéb
ln(összkiadás/háztartáslétszám)	-0,192**	-0,078**	0,270**
ln(összkiadás/háztartáslétszám) a négyzeten	0,016 ⁺	0,008	-0,024*
ln(élelmiszer árindex)	0,077**	-0,116**	0,039**
ln(energia árindex)	-0,116**	0,107**	0,009**
ln(egyéb kiadások árindex) ^a	0,039**	0,009**	-0,048**
ln(háztartás létszáma)	-0,036**	-0,046**	0,082**
Potenciális háztartásfők átlagos kora ^b	0,002**	0,002**	-0,004**
Potenciális ht-fők átlagos korának négyzete	-9,6E-06**	-1,2E-05**	2,2E-05**
0-14 éves gyermekek száma a háztartásban	0,004**	0,000	-0,004**
Max. 8 általánossal, szakmával rendelkezők aránya a potenciális háztartásfők között	0,023**	0,008**	-0,031**
Érettséggel, de magasabb végzettséggel nem rendelkezők aránya a potenciális ht-fők között	-0,000	0,010**	-0,010**
Felnőtt nők száma a háztartásban	-0,010**	0,008**	0,002
Egyedülálló (dummy)	-0,009**	-0,001	0,010**
Pontosan 1 pár (házas-, élettárs) van a ht-ban (dummy)	-0,007**	0,004**	0,003
Van gyermekét egyedül nevelő szülő a ht-ban (dummy)	0,004	0,004*	-0,008**
Fogy. saját termelésből aránya az összkiadáshoz viszonyítva	-0,106**	0,004**	0,102**
Az adott hónapban költöttek tartós fogy. cikkekre (dummy)	-0,006**	-0,009**	0,015**
Észak-Dunántúl (dummy)	-0,022**	-0,005**	0,027**
Nyugat-Dunántúl (dummy)	-0,018**	-0,022**	0,040**
Dél-Dunántúl (dummy)	-0,038**	-0,010**	0,048**
Észak-Magyarország (dummy)	-0,007**	-0,015**	0,022**
Észak-Alföld (dummy)	-0,010**	-0,011**	0,021**
Dél-Alföld (dummy)	-0,016**	-0,003**	0,019**
A háztartás megyei jogú városban él (dummy)	0,015**	0,009**	-0,024**
A háztartás egyéb városban él (dummy)	0,025**	0,007**	-0,032**
A háztartás falun él (dummy)	0,019**	-0,001	-0,018**
Konstans	0,606**	0,240**	0,154**
R ²	0,304	0,218	0,360

Megjegyzések:

** = az adott egyenletben 1%-os szinten szignifikáns, * = az 5%-os szinten szignifikáns, ⁺ = a 10%-os szinten szignifikáns együtthatókat jelöli

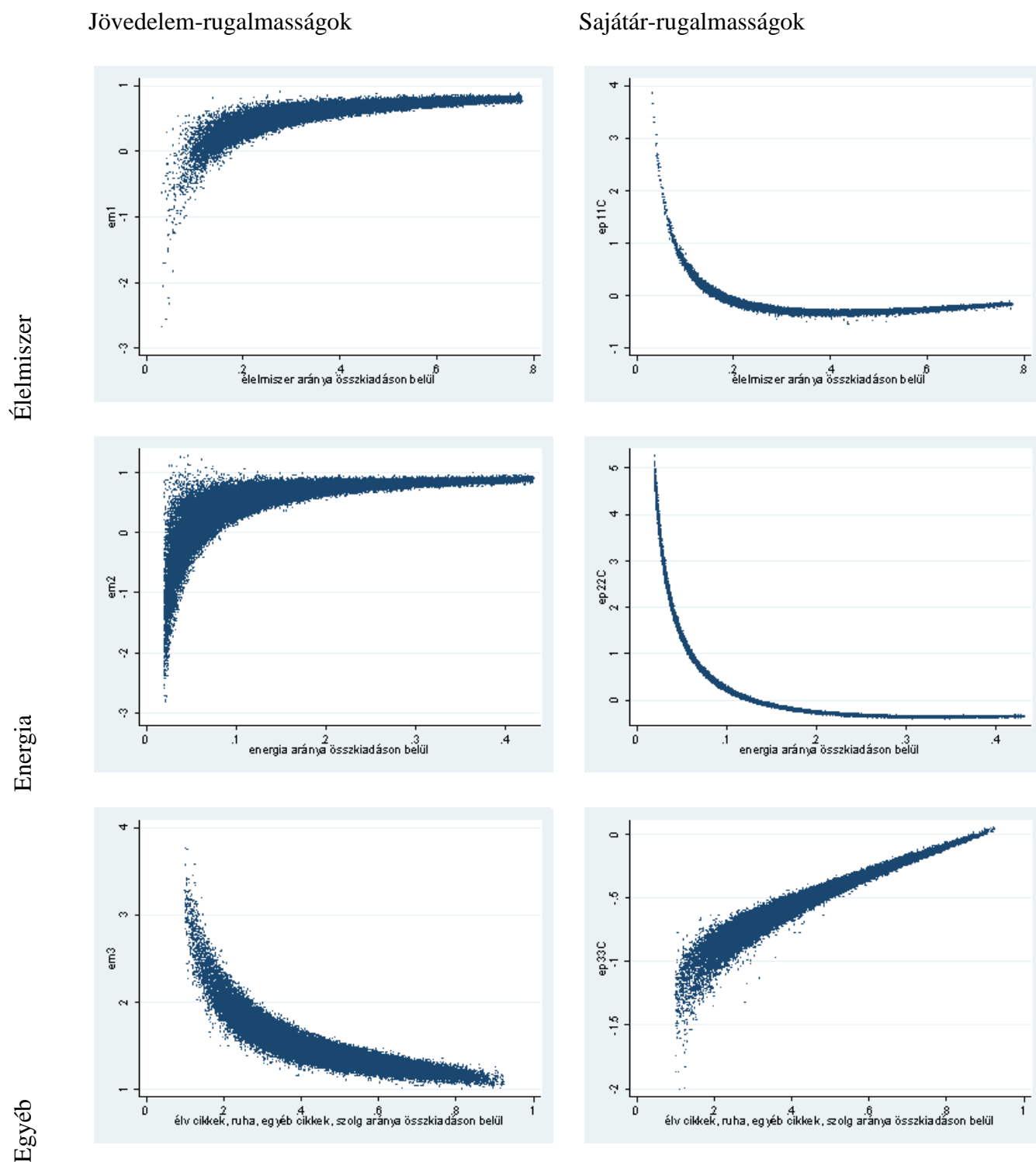
A konstans sor összege 1, a többi sor összege 0.

Az outputból elhagytuk a hónapok dummyváltozóit, melyek 1-2 kivételtől eltekintve 1 százalékos szinten szignifikánsak.

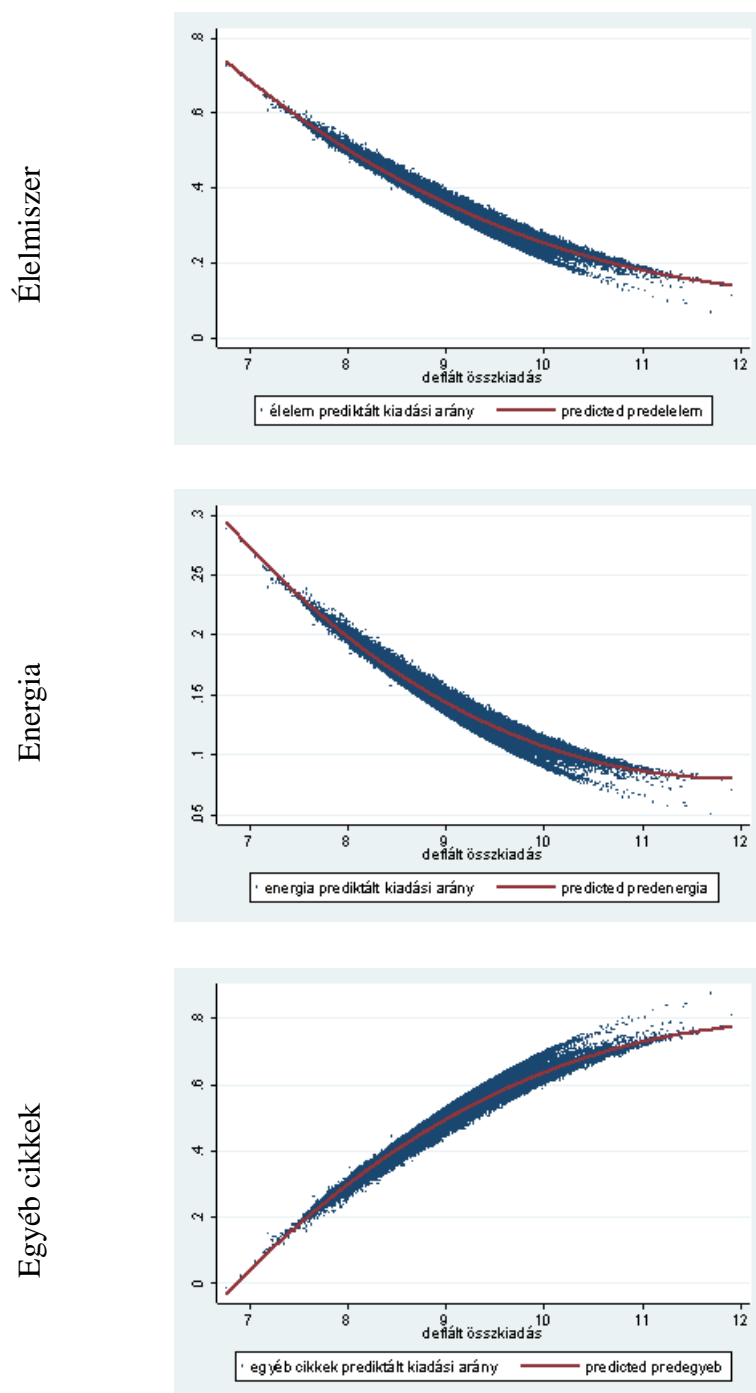
^a Az árindexek együtthatójának 3-szor 3-as mátrixa szimmetrikus, tehát összegük egy egyenleten belül is 0.

^b Potenciális háztartásfők: többszemélyes háztartásban a házas- és élettársak, gyermeküket egyedül nevelő szülők és a 18 évnél idősebb gazdaságilag aktív gyermek státuszúak (felnőtt gyerekek); ha ilyenek nincsenek, akkor a háztartásban együtt élő felnőtt egyéb rokonok, nem rokonok.

4. ábra: Jövedelem-rugalmasságok, illetve sajátár-rugalmasságok a kiadási arányok függvényében a 3-termékes modell esetében



5. ábra: Számított parametrikus Engel-görbék, 3-termékes modell



Az 1. táblázatban látható, hogy az energia esetében a kiadás négyzetének az együtthatója nem szignifikáns. Ha a regresszió számítása során korlátozó feltételként beiktatjuk, hogy a másodfokú tag együtthatója 0 legyen, akkor a jövedelem-rugalmasságokat ábrázoló grafikon egyetlen vonallá válik, megszűnik a „vastagsága”. Megjegyezzük, hogy ha az energia eseté-

ben ilyen korlátozással élünk, akkor a modell-számítás eredményeként az élelmiszer esetében megnő a másodfokú tag együttthatója és 1%-os szinten szignifikánssá válik.

A demográfia és a jövedelmi hatások után tekintsük át az ár rugalmasságokat. A használt függvényformában a paraméterek nem értelmezhetők rugalmasságként, azokat a korábban bemutatott egyenlet szerint számítani kell. Noha a számításnál az árak és az összjövedelem hatása mellett csak az α konstans szerepel, abban valójában az összes demográfiai, illetve egyéb háttérváltozó megtalálható.

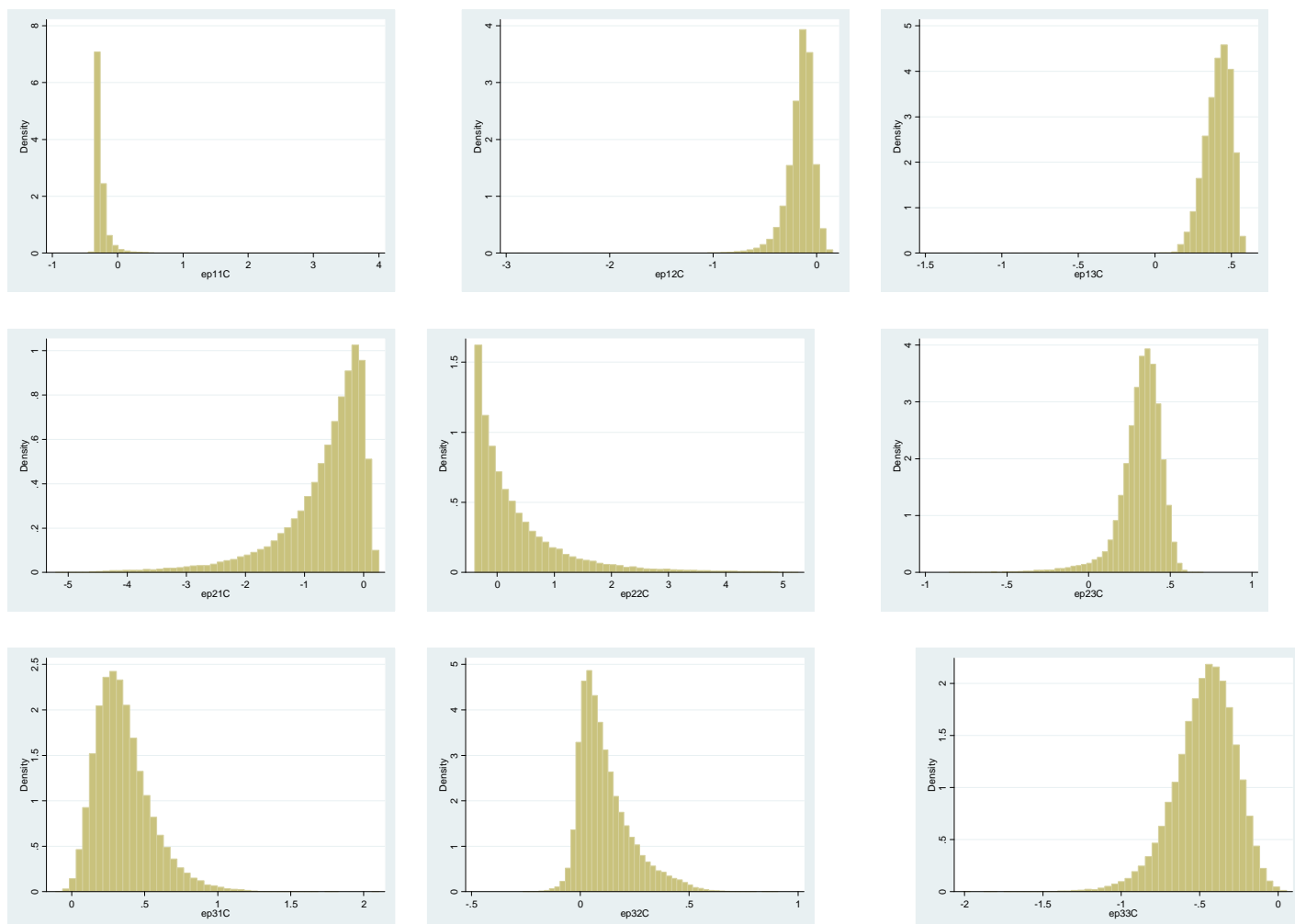
A 4. ábra 2. oszlopa mutatja be a kompenzált sajátár-rugalmasságokat a kiadási arányok függvényében, míg a 6. ábra a kompenzált ár rugalmasságok eloszlását tartalmazza. Mind a jóléti elemzéshez, mind az elmélet tarthatóságának vizsgálatához fontos az összes ár rugalmasság eloszlása. Az elsőben azért, mert a saját ár rugalmasságon kívül a keresztár-rugalmasságok által is változik a fogyasztás szerkezete. Az utóbbiban pedig azért, mert a Szluckij-mátrix negatív szemidefinittségét minden árhatás befolyásolja. Noha ránézésre az összes szerepe nem mérhető fel, a kompenzált sajátár-rugalmasságok informatívak: ha az elmélet tartható, azok nem lehetnek pozitívak. Ezzel szemben azt figyelhetjük meg, hogy az élelmiszerek, de főként a háztartási energia esetében jócskán találunk pozitív kompenzált árhatásokat.⁵

A negatív jövedelemrugalmasságokkal analóg érvelés magyarázza a sajátár-rugalmasságok pozitivitását is ezen két termékcsoporthoz. Az élelmiszer esetében csupán a háztartások 3 százalékát érinti ez a jelenség, az energiánál azonban majdnem a felét. Itt még egy tényezőt kell megemlítenünk. A háztartási energia árazása nemlineáris, a vizsgált évek többségében pl. az elektromos energiának nagyobb fogyasztás esetén magasabb az egységára. Ezt a hatást erősíti a téli és a nyári hónapok eltérése is. Egyelőre nem találtunk megoldást a probléma kezelésére.

Van itt azonban egy általánosabb jellegű kérdés is. Lehetséges a kiadási arányoknak és az összkiadásnak olyan – nem szélsőséges jellegű – eloszlása, amelyben a háztartások egy csoportja – nevezetesen a legtöbb luxus terméket fogyasztók – esetében valamennyi normál jószág saját ár rugalmassága pozitív, azaz áremelés esetén többet fogyasztanak belőle. Érvelhetünk azzal, hogy ezek valamennyien sznob fogyasztók, akik azonnal többet vásárolnak abból, aminek felmegy az ára, de elég valószínűtlen, hogy ez az összkiadás nagyságától függetlenül minden érintett háztartásra igaz legyen.

⁵ Mindez természetesen nincs összefüggésben azzal, hogy ennek a két terméknek az egyenletét becsültük meg.

6. ábra: A kompenzált ár rugalmasságok eloszlása – 3 termékes modell
(fődiagonálisban a sajátár-rugalmasságok)



Mindez azt jelentheti, hogy a modell valamennyi elméleti feltételének betartása esetén, az összkiadásban ily módon szükségképpen legfeljebb másodfokú tagot tartalmazó paraméteres becslés bizonyos, nem élethűen szcenáriók esetében szükségképpen abszurd eredményekre vezet. Ezt a gondolatmenetet más oldalról alátámaszthatja az a megfigyelésünk, hogy a nemparametrikus módszerekkel felrajzolt Engel-görbék alakja sok esetben tűnik inkább harmadfokúnak. A probléma feloldására két irányt látunk. Az egyik a parametrikus módszerek helyett a nemparametrikusak felé történő elmozdulás, de a jelenlegi alkalmazásoknál „elmélet-intenzívebb” módon. A másik az egzakt aggregálhatóság elméleti feltételének feloldása a

parametrikus becslések esetében. Ennek a feltételnek ugyanis a mai számítástechnikai körülmények között kisebbé vált a jelentősége, mint korábban volt.

Aggregált rugalmasságok a 3-termékes modellben

A korábbiakban azt láttuk, hogy a jövedelmi és árrugalmasságok között jócskán találunk az elmélet predikcióival ellentétesen viselkedőt. Mindez azt jelentené, hogy a klasszikus fogyasztáselmélet eredményeit elvethetjük? Ebben a specifikációban és a népesség minden tagjára egyenként mindenképpen. A népesség jelentős részén azonban nem, és az is kérdés, mit változtat az aggregálás az eredményen.

Visszatérve azonban most alkalmazott modellünkhöz, amelyben érvényesül a kiadások aggregálhatóságának feltétele azt látjuk, hogy ha a háztartásokat nem egyenként vizsgáljuk, hanem – a fogyasztási aránnyal súlyozott – aggregált rugalmasságokat elemezzük, akkor már mutatóink többsége az „elvárt” módon viselkedik. A normál termékek egymás közötti kereszt-árrugalmassága negatív, a normál termékek és a luxus termék közötti árrugalmasságok pozitívak. Az energia átlagos saját árrugalmassága azonban – ha csekély mértékben is – pozitív, de inkább 0-nak tekinthető.

2. táblázat: Súlyozott jövedelmi és kompenzált árrugalmasságok a háromtermékes modellben

	élelmiszer	energia	egyéb
Jövedelem rugalmasság			
átlag	0,62	0,66	1,33
medián	0,65	0,73	1,30
Árrugalmasság, átlag			
élelmiszer	-0,27	-0,16	0,42
energia	-0,40	0,04	0,36
egyéb	0,27	0,09	-0,37
Árrugalmasság, medián			
élelmiszer	-0,30	-0,14	0,43
energia	-0,25	-0,19	0,37
egyéb	0,25	0,06	-0,35

Megj.: Az átlagos árrugalmasságok sorösszege 0.

A kompenzált árrugalmasság mátrix negatív szemidefinitisége azonban az átlag esetében határozottan nem teljesül, a medián esetében pedig a teljesülés határán van, a 3 sajátérték rendre: -0,756; -0,056 és 0,006.

A demográfiai tényezők hatása

A teljes keresleti rendszer becslésének időigényessége miatt a modell-számítások során alkalmazott demográfiai változókat két lépésben választottuk ki. Először különállóan becsültük az egyes Engel-görbéket, az elmélet alapján szóba jöhetők közül azokat a demográfiai változókat keresve, amelyek a legjobb eredményeket (legnagyobb R^2 -eket) szolgáltatják. Az így kialakított csoportból választottuk ki azokat, amelyek a teljes, árhatásokat is figyelembe vevő keresleti rendszer becslése során is szignifikánsnak bizonyultak.

Az 1. táblázat alapján látható, hogy a demográfiai tényezők közül legjelentősebb a háztartás létszámának (pontosabban a logaritmusának) a hatása. Értelmezése során fontos szem előtt tartanunk, hogy egy főre eső kiadási adatot használtunk a kiadási változóban, a háztartásméret változója tehát a „méretgazdaságosságból” adódó korrekciókat tükrözi.

Nagyobb háztartások esetében – *ceteris paribus* – kisebb az élelmiszer és az energia felhasználása, mint kisebb háztartásoknál. Ez a kisebb természetesen az egy főre eső kiadáshoz képest értendő. Az energia esetében valamivel nagyobb a méretgazdaságosságból adódó csökkenés, mint az élelmiszernél. Az ily módon keletkező fogyasztói többlet az egyéb cikkekben megtestesülő luxus jószágra fordítódik. (A 3 termék demográfiai együtthatóinak összege – vagyis a táblázat sorösszege – szükségképpen zérus.)

A modell-számításokat ellenőrzésül úgy is elvégeztük, hogy az egy főre eső kiadás helyett a háztartás összkiadása szerepelt benne. Ez a módosítás a 2. táblázatban bemutatott jövedelem-rugalmasságokat egyáltalán nem érintette, és az árrugalmasságok esetében is legfeljebb a második tizedesjegyben okozott csekély változásokat. A háztartás létszámának együtthatója azonban értelemszerűen előjelet váltott. A kétféle megközelítés tehát lényegében egyenértékű egymással, ha a háztartás létszáma is szerepel a magyarázó változók között. A méretgazdaságosság kérdésére a magyar háztartások esetében adekvát fogyasztási egységek számítása során még visszatérünk.

A háztartások jövedelmeinek, kiadásainak vizsgálata során általában kitüntetett szerepet kapnak a háztartásfők. Megítélésünk szerint azonban túlzott leegyszerűsítés, ha a háztartások korával, a tagok iskolai végzettségével kapcsolatos jellemzőket a háztartásfő korára, iskolai végzettségére redukáljuk. Különösen igaz ez a többgenerációs háztartásokra.

Éppen ezért a KSH háztartásfő fogalmából kiindulva bevezettük a *potenciális háztartásfő* fogalmát. Az egy vagy több családból álló háztartásokban potenciális háztartásfők a házaspár, vagy élettársak, a gyermeküket egyedül nevelő szülők és a 18 évnél idősebb gazdaságilag

aktív gyermek státuszúak, vagyis a szüleikkel együtt élő felnőtt gyerekek. Ha ilyenek nincsenek a háztartásban (nem család-háztartásról van szó), akkor az együtt élő felnőtt egyéb rokonok, nem rokonok tartoznak a potenciális háztartásfők közé.

A modellszámítások egyértelműen igazolták, hogy a *potenciális háztartásfő* sokkal jobban használható fogalom a kiadási rendszerek modellezése során, mint a háztartásfő. Többféle potenciális háztartásfő definíciót is kipróbáltunk, a most bemutatott, a gazdaságilag aktív felnőtt gyerekeket is tartalmazó változat bizonyult a legjobbnak. Feltételezésünk szerint ez a fogalom a háztartások gazdálkodását magyarázó egyéb modell-számítások esetében is releváns lehet.

A háztartás korát tehát a potenciális háztartásfők átlagos korával mérjük. Az életkor változónak a négyzete is szignifikáns módon jelen van a modellben, bár együttthatója meglehetősen kicsiny. Az élelmiszer és az energia esetében egy nagyon enyhén konvex, a korral növekvő, míg az egyéb cikkek esetében egy sokkal erőteljesebben görbülő, konvex, csökkenő görbét kapunk. Az idősebb háztartásokban tehát relatíve kisebb az egyéb termékek fogyasztási aránya, és értelemszerűen az élelmiszeré és az energiáé valamivel nagyobb. Háromtermékes rendszerünkben úgy is fogalmazhatunk, hogy a fiatalabb háztartások viszonylag többet költenek „luxusfogyasztásra”. Hangsúlyozzuk, hogy itt a jövedelem, illetve összkiadáskülönbségek kiszűrése utáni hatásokról van szó.

A gyermekek jelenléte a háztartásban az energia-kiadásokat nem befolyásolja, ugyanakkor az élelmiszer kiadások arányát enyhén növeli, az egyéb kiadásokét pedig csökkenti. Ez arra utal, hogy a gyermekek esetében a felnőttekhez képest kisebb fogyasztás jobban érvényre jut az egyéb termékek, mint az élelmiszerek esetében. Ezt a kérdést tovább vizsgáljuk a nyolc-termékes modellben.

A háztartáshoz rendelhető, valamilyen értelemben átlagos iskolai végzettség változó előállítása gyakori problémája a háztartási típusú modelleknek. Ha nem a háztartásfő iskolai végzettségét használjuk erre a célra, akkor szokásos megoldás az elvégzett iskolai évek átlagolása. Ennek a megoldásnak igen nagy problémája, hogy években mérve csekély a különbség a szakmunkások és az érettségizettek között, ugyanakkor nagyon sokféle elemzés bizonyítja, hogy nagy köztük a tartalmi különbség. Egy másik szokásos megoldás, hogy a különböző iskolai végzettségekhez számértékeket rendelnek és ezeket átlagolják. Itt azonban a számértékek megválasztása lehet önkényes.

Mi egy harmadik megoldást választottunk. Három kategóriába soroltuk a potenciális háztartásfők legmagasabb iskolai végzettségét: érettségivel nem rendelkezők, érettségizettek és felsőfokú végzettségűek. A modellezés során felhasznált változó az egyes végzettségekkel rendelkezők aránya a potenciális háztartásfők között (az a változó jobban bevált, mintha az adott végzettséggel rendelkezők számát alkalmaztuk volna). A három változó összege minden háztartásban 1, így a modellben közülük csak kettőt használtunk, a harmadik a referencia-csoport.

A végzettségek kategóriába sorolását illetően részletesebb felbontással is kísérleteztünk, de nem találtunk szignifikáns különbséget az érettségivel nem rendelkezők egyes részcsoportjai (pl. szakmunkás, nem szakmunkás) között.

Az egyszerűség kedvéért kicsit pongyolán fogalmazva azt állapíthatjuk meg, hogy a leg-
alacsonyabb iskolai végzettségűek élelmiszerfogyasztása magasabb, mint a többieké. Az érettségizettek és a felsőfokú végzettségűek között ebben a tekintetben nincs különbség. Az egyéb („luxus”) cikkekből viszont a felsőfokú végzettségűek többet fogyasztanak, mint az érettségizettek, akik többet fogyasztanak, mint az alacsonyabb végzettségűek.

A háztartások kb. 80 százalékának pontosan egy felnőtt nő tagja van, 5 százalékának nincs nő tagja, 15 százalékában pedig több felnőtt nő van. A meglehetősen kis szórás ellenére a felnőtt nők számát tartalmazó változó szignifikánsnak bizonyult. Minél több a felnőtt nő a háztartásban, annál kisebb az élelmiszer-kiadások aránya. Feltételezzük, hogy itt az otthoni főzésből adódó megtakarítások jelentkeznek.

A háztartásokat szerkezetük szerint 4 csoportba soroltuk: egyszemélyes háztartások, pontosan egy házaspárt tartalmazó háztartások, gyermekét egyedül nevelő szülőt tartalmazó háztartások és egyéb háztartások. Ez utóbbiak alkották a modellben a referencia-csoportot.

Az egyedülálló szignifikáns megjelenése 2 termék esetében arra utal, hogy a háztartáslétszámnak a létszám logaritmusával történő figyelembe vétele nem elegendő, további nemlineáris hatások is megjelennek, elsősorban az egy és kétszemélyes háztartások között. Ezt a későbbi fogyasztási egység számítások is alátámasztják.

A saját termelésből történő fogyasztás igen jelentős mértékben csökkenti az élelmiszer-kiadások arányát. Az így keletkező többlet nagyjából az átlagoknak megfelelő arányban oszlik meg a másik 2 termék között.

Igen nehéz kérdésnek bizonyult az intertemporális döntések, ezen belül is szűkebben a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának figyelembe vétele. Tekintettel arra, hogy havi adatokkal

dolgoztunk bizonyos szempontból véletlenszerűen alakult, hogy az adott hónapban költöttek-e és ha igen mennyit, tartós fogyasztási cikkekre. A részletesebb elemzés azonban azt mutatta, hogy a költés tényében kisebb a véletlenszerűség, mint a nagyságában. Ha a tartós fogyasztási cikkekre az év során többet költöttek, akkor nagyobb valószínűséggel költöttek egyáltalán ilyen célra az adott hónapban, míg az éves és a havi költségek nagysága között már jóval kevésbé szoros az összefüggés.

Ebből következően a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának leírására csupán egy dummy változót alkalmaztunk: vásároltak-e ilyent a naplóvezetés hónapjában. Azoknak, akik költenek tartós fogyasztási cikkekre szignifikáns módon többet költenek egyéb termékekre, mint a többiek. Azt feltételezzük, hogy itt a tartós fogyasztási cikkekhez kapcsolódó, egyéb termékekben megtestesülő kiadások jelennek meg. Így például egy autó vásárlása maga után vonja üzemanyag, biztosítás, stb. vásárlását.

Szintén bonyolult kérdés a regionális, település-szerkezeti hatások vizsgálata. Modellünkben regionalitás szempontjából Közép-Magyarországot, településtípus vonatkozásában pedig Budapestet választottuk referencia-csoportnak (a megyei jogú városok kategóriája nem tartalmazza Budapestet). Első pillantásra rendkívül meglepő, hogy a falvakban és a kisvárosokban magasabbnak tűnik az élelmiszerfogyasztás aránya, mint a nagyvárosokban és különösen mint Budapesten. Azonnal megváltozik azonban a helyzet, ha elhagyjuk a magyarázó változók közül a régiókat. Egy ilyen scenárióban az élelmiszerfogyasztás együtthatója a falun élők körében azonnal inszignifikáns lesz: Budapest és a falvak különbségét ebben a vonatkozásban viszonylag pontosan tükrözi a saját termelésből történő fogyasztás figyelembe vétele.

Itt tehát kettős hatásrendszerről van szó: a településtípusok közötti különbségek részben az egyes régiók közötti településszerkezeti különbségeket kompenzálják. Budapesthez képest gyakorlatilag mindenütt alacsonyabb a háztartások élelmiszer- és energia kiadásainak aránya.

A számítási eredmények értelmezésének befejezéseként még egyszer visszatérünk a nemlinearitás kérdésére. A különböző érzékenységi vizsgálatok, a demográfiai változókkal történő kísérletezés (az itt bemutatott változókon kívül magyarázó változóként kipróbáltuk pl. a háztartáson belül a nyugdíjasok, vagy a munkanélküliek számát is) egyértelműen azt mutatja, hogy összefüggés van a másodfokú tag szignifikanciája és a demográfiai változók között.

A nemparametrikus elemzés arra utalt, hogy az egyéb termékek kiadása az összkiadás függvényében lineárisnak tekinthető. Ezzel szemben a most bemutatott parametrikus vizsgálat során éppen ennek a termékcsoporthoz az esetében kaptuk a leginkább szignifikáns másodfo-

kú együtthatót. Néhány demográfiai változó elhagyása (pl. háztartástípusok) a másodfokú tag csökkenését eredményezné, ugyanakkor csökkenne az adott egyenlet magyarázó ereje is (az R^2 értéke most 0,36). A demográfiai tényezők ugyanis olyan nemlinearitást jelentenek, amit csak a jövedelem másodfokú tagja tud „kompenzálni”. A korábban hivatkozott BBL-cikk ugyanakkor bizonyítja, hogy a keresleti rendszerek általános elméleti feltevései (hasznosság-ból való levezethetőség, egzakt aggregálhatóság) mellett nem lehetséges a másodfokúnál magasabb jövedelem-tagot beépíteni a modellbe.

A nyolctermékes modell becslési eredményei

A háromtermékes modell számításakor láttuk, hogy elsősorban a nagyon kicsiny, de nem 0 értékek okoznak problémát. Ezért a nyolctermékes modell becslése előtt további kisebb módosításokat hajtottunk végre az adatokon. Ha – az élelmiszeren és az energián kívül, amivel már korábban foglalkoztunk – valamelyik termék aránya az összkiadáson belül nem érte el az 1 százalékot, akkor azt a kiadási tételt 0-ra módosítottuk. (Természetesen ezután újraszámoltuk a kiadási arányokat.) Ez a változtatás a becslések eredményeként adódó együtthatókat alig érintette. Azért volt rá szükség, mert az extrém értékek miatt az egyedi rugalmasságokat bemutató grafikonok kezelhetetlenné váltak volna és az átlagos rugalmasságok is jelentősen módosultak volna (a mediánok nem).

A modell-számítások elsődleges eredményeit a 3. táblázat tartalmazza. A jövedelemrugalmasságok eloszlását a 7., a kompenzált sajátár-rugalmasságokét a 8. ábra mutatja be, míg a 9. és a 10. ábra a jövedelemrugalmasságokat, illetve a kompenzált sajátár-rugalmasságokat a kiadási arányokhoz viszonyítva mutatja be.

Várakozásainknak megfelelően az élelmiszer, az élvezeti cikkek, a háztartási energia, a lakásrezszi és az egészségügyi cikkek normál termékek, míg a ruházkodás, az egyéb cikkek, valamint a lakásrezszi nélküli szolgáltatások luxus jószágok. Ez indokolja, hogy mind a gyógyszereket, mind pedig a lakásrezszt különválasszuk szokásos termékcsoportjuktól, hiszen ellenkező módon viselkednek. A 7. ábra tanúsága szerint az egyéb cikkek és szolgáltatások kivétel nélkül minden háztartásban luxustermékek, a ruházkodás azonban a háztartások mintegy tizede esetében normál jószág.

3. táblázat: A kiadási arányok szimmetria-korlátos becslésének eredménye a 3 termékes modellben (háztartások száma = 76212)

	Élelmiszer	Élvezeti cikk	Ruházkodás	Egyéb cikkek	Energia	Lakásrezsi	Gyógyszer
ln(összkiadás/háztartáslétszám)	-0,234 (0,037)**	0,014 (0,021)	0,109 (0,027)**	0,086 (0,029)**	-0,014 (0,024)	-0,055 (0,019)**	0,000 (0,014)
ln(összkiadás/háztartáslétszám) a négyzeten	0,046 (0,016)**	-0,012 (0,009)	-0,029 (0,011)*	-0,005 (0,012)	-0,013 (0,010)	0,012 (0,008)	-0,004 (0,006)
Élelmiszer relatív ára	0,182 (0,009)**	-0,010 (0,005)+	0,015 (0,006)*	-0,009 (0,007)	-0,096 (0,004)**	-0,017 (0,005)**	-0,013 (0,002)**
Élvezeti cikkek relatív ára	-0,010 (0,005)+	0,036 (0,012)**	-0,006 (0,008)	-0,010 (0,009)	-0,033 (0,005)**	0,067 (0,010)**	-0,004 (0,003)
Ruházati cikkek relatív ára	0,015 (0,006)*	-0,006 (0,008)	0,026 (0,011)*	-0,006 (0,009)	0,011 (0,005)*	-0,057 (0,008)**	-0,014 (0,003)**
Egyéb cikkek relatív ára	-0,009 (0,007)	-0,010 (0,009)	-0,006 (0,009)	0,097 (0,013)**	0,006 (0,005)	-0,016 (0,008)*	0,002 (0,003)
Energia relatív ára	-0,096 (0,004)**	-0,033 (0,005)**	0,011 (0,005)*	0,006 (0,005)	0,110 (0,005)**	-0,005 (0,005)	-0,005 (0,002)*
Lakásrezsi relatív ára	-0,017 (0,005)**	0,067 (0,010)**	-0,057 (0,008)**	-0,016 (0,008)*	-0,005 (0,005)	-0,008 (0,013)	-0,004 (0,003)
Gyógyszerek relatív ára	-0,013 (0,002)**	-0,004 (0,003)	-0,014 (0,003)**	0,002 (0,003)	-0,005 (0,002)*	-0,004 (0,003)	0,017 (0,001)**
Háztartás létszáma (logaritmusban)	-0,038 (0,003)**	0,010 (0,001)**	0,051 (0,002)**	0,024 (0,002)**	-0,044 (0,002)**	-0,030 (0,001)**	-0,019 (0,001)**
Potenciális háztartásfők átlagos kora ^a	0,002 (0,000)**	0,001 (0,000)**	-0,003 (0,000)**	-0,001 (0,000)**	0,002 (0,000)**	-0,001 (0,000)**	-0,001 (0,000)**
Potenciális háztartásfők átlagos korának négyzete	-0,000 (0,000)**	-0,000 (0,000)**	0,000 (0,000)**	0,000 (0,000)**	-0,000 (0,000)**	0,000 (0,000)**	0,000 (0,000)**
0-14 éves gyermekek száma a háztartásban	0,004 (0,001)**	-0,009 (0,001)**	0,002 (0,001)**	0,007 (0,001)**	0,001 (0,001)+	-0,002 (0,000)**	0,004 (0,000)**
Max 8 általánossal, szakmával rendelkezők aránya a potenciális háztartásfők között	0,031 (0,003)**	0,018 (0,001)**	-0,002 (0,002)	-0,022 (0,002)**	0,007 (0,002)**	-0,002 (0,001)	0,000 (0,001)
Érettségivel, de magasabb végzettséggel nem rendelkezők aránya a potenciális ht-fők között	0,006 (0,003)+	0,000 (0,002)	-0,005 (0,002)*	-0,007 (0,002)**	0,007 (0,002)**	0,004 (0,002)**	-0,001 (0,001)
Felnőtt nők száma a háztartásban	-0,010 (0,001)**	-0,021 (0,001)**	-0,002 (0,001)**	0,003 (0,001)**	0,008 (0,001)**	0,003 (0,001)**	0,008 (0,000)**
Egyedülálló (dummy)	-0,011	-0,013	0,018	-0,006	0,000	0,000	-0,007

Pontos 1 pár (házas-, élettárs) van a ht-ban (dummy)	(0,003)** -0,007 (0,002)**	(0,001)** -0,010 (0,001)**	(0,002)** -0,005 (0,001)**	(0,002)** 0,010 (0,001)**	(0,002) 0,003 (0,001)*	(0,001) 0,003 (0,001)**	(0,001)** 0,004 (0,001)**
Van gyermekét egyedül nevelő szülő a ht-ban (dummy)	0,006 (0,002)**	-0,025 (0,001)**	0,020 (0,002)**	-0,010 (0,002)**	0,003 (0,002)*	0,004 (0,001)**	-0,001 (0,001)
Fogy. saját termelésből aránya az összkiadáshoz viszonyítva	-0,119 (0,007)**	-0,011 (0,004)**	0,022 (0,005)**	0,072 (0,005)**	0,013 (0,004)**	-0,024 (0,003)**	-0,005 (0,003)+
Az adott hónapban költöttek tartós fogy. cikkekre (dummy)	-0,006 (0,001)**	-0,000 (0,001)	0,005 (0,001)**	0,011 (0,001)**	-0,010 (0,001)**	-0,004 (0,001)**	0,001 (0,001)*
Észak-Dunántúl (dummy)	-0,024 (0,002)**	0,004 (0,001)**	0,002 (0,001)+	0,004 (0,001)**	-0,005 (0,001)**	0,003 (0,001)**	0,001 (0,001)
Nyugat-Dunántúl (dummy)	-0,020 (0,002)**	0,002 (0,001)+	0,010 (0,001)**	0,016 (0,001)**	-0,023 (0,001)**	0,003 (0,001)**	0,000 (0,001)
Dél-Dunántúl (dummy)	-0,041 (0,002)**	0,003 (0,001)**	0,011 (0,001)**	0,013 (0,001)**	-0,011 (0,001)**	0,005 (0,001)**	0,001 (0,001)+
Észak-Magyarország (dummy)	-0,008 (0,002)**	0,007 (0,001)**	0,010 (0,001)**	-0,004 (0,001)**	-0,015 (0,001)**	-0,005 (0,001)**	0,002 (0,001)**
Észak-Alföld (dummy)	-0,010 (0,002)**	0,008 (0,001)**	0,014 (0,001)**	0,003 (0,001)**	-0,012 (0,001)**	-0,013 (0,001)**	0,005 (0,001)**
Dél-Alföld (dummy)	-0,017 (0,002)**	0,003 (0,001)**	0,008 (0,001)**	0,013 (0,001)**	-0,004 (0,001)**	-0,009 (0,001)**	0,005 (0,001)**
Háztartás megyei jogú városban él (dummy)	0,018 (0,002)**	-0,015 (0,001)**	0,001 (0,002)	0,007 (0,002)**	0,008 (0,002)**	-0,010 (0,001)**	-0,001 (0,001)
Háztartás városban él (dummy)	0,030 (0,002)**	-0,010 (0,001)**	0,008 (0,002)**	0,020 (0,002)**	0,006 (0,001)**	-0,032 (0,001)**	0,000 (0,001)
Háztartás falun él (dummy)	0,023 (0,002)**	-0,003 (0,001)**	0,014 (0,001)**	0,031 (0,002)**	-0,001 (0,001)	-0,052 (0,001)**	0,001 (0,001)
Konstans	0,527 (0,016)**	0,067 (0,009)**	0,000 (0,012)	0,027 (0,013)*	0,176 (0,010)**	0,182 (0,008)**	0,026 (0,006)**
R ²	0,30	0,10	0,15	0,18	0,23	0,16	0,21

Megjegyzések:

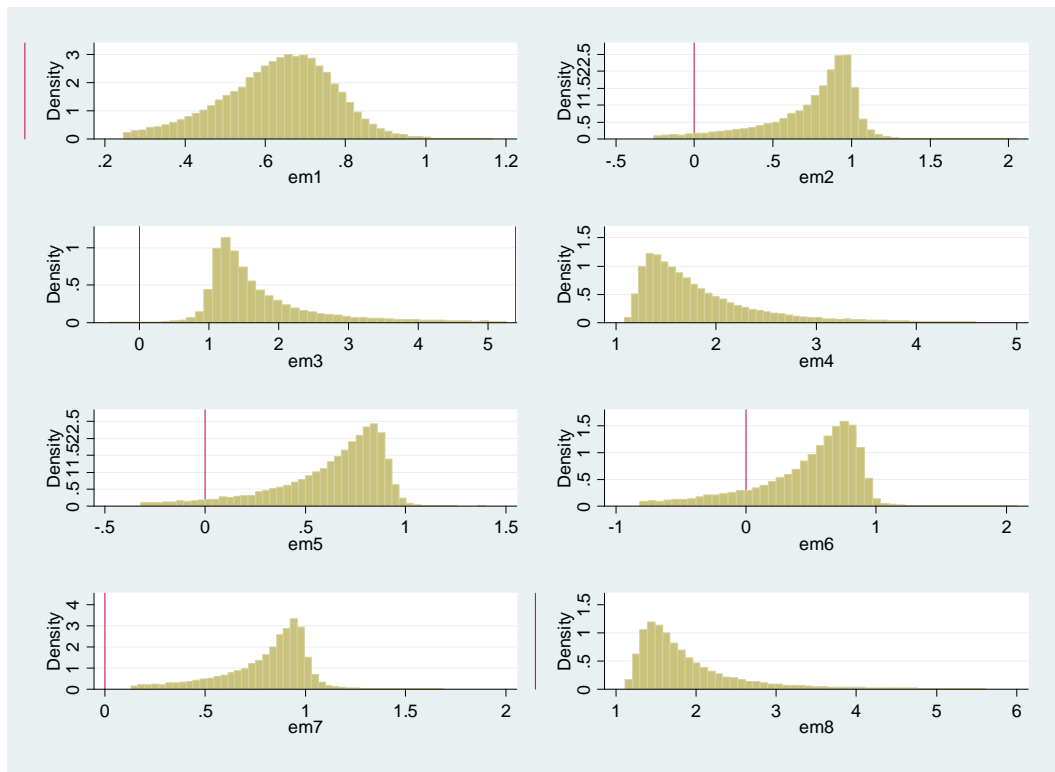
Az együttthatók alatt zárójelben a standard hibák találhatók.

** = az adott egyenletben 1%-os szinten szignifikáns; * = az 5%-os szinten szignifikáns; + = a 10%-os szinten szignifikáns változókat jelöli.

Minden egyenletben szerepelnek a hónapokat azonosító indikátor változók, amelyek a táblázatban helytakarékosságból nem jelennek meg.

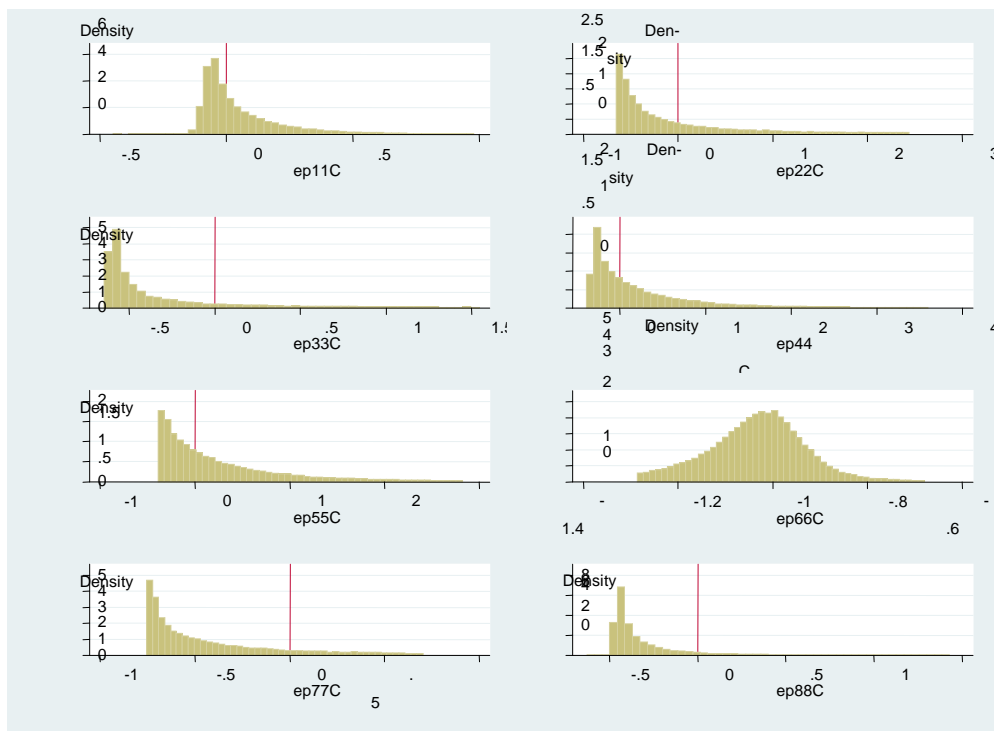
^a *Potenciális háztartásfők:* többszemélyes háztartásban a házas- és élettársak, gyermeküket egyedül nevelő szülők és a 18 évnél idősebb gazdaságilag aktív gyermek státuszúak (felnőtt gyerekek); ha ilyenek nincsenek, akkor a háztartásban együtt élő felnőtt egyéb rokonok, nem rokonok.

7. ábra: A jövedelmi rugalmasságok eloszlása

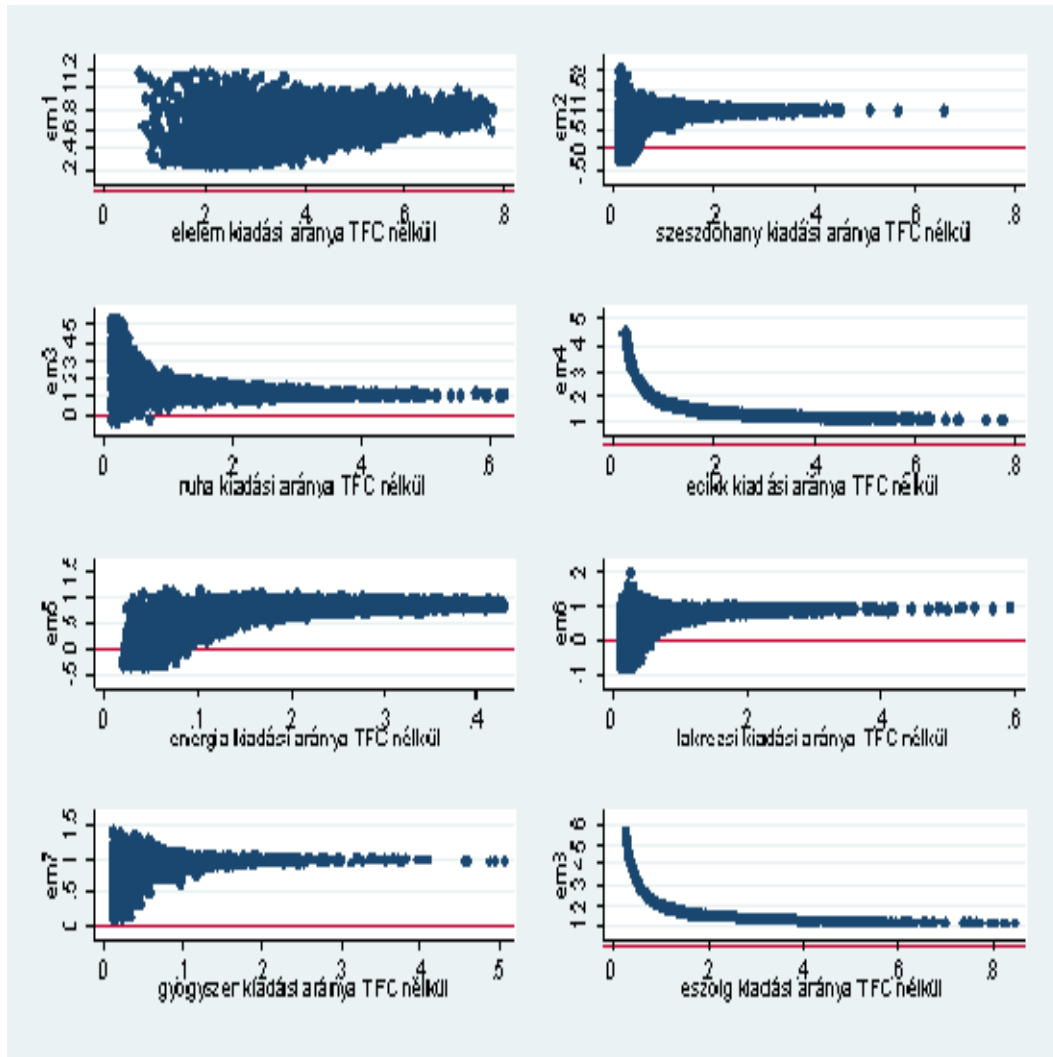


(rendre: élelmiszer, élvezeti cikkek, ruházkodás, egyéb cikkek, háztartási energia, egészségügyi cikkek, lakásrezezi, egyéb szolgáltatás)

8. ábra: A kompenzált sajátár-rugalmasságok eloszlása

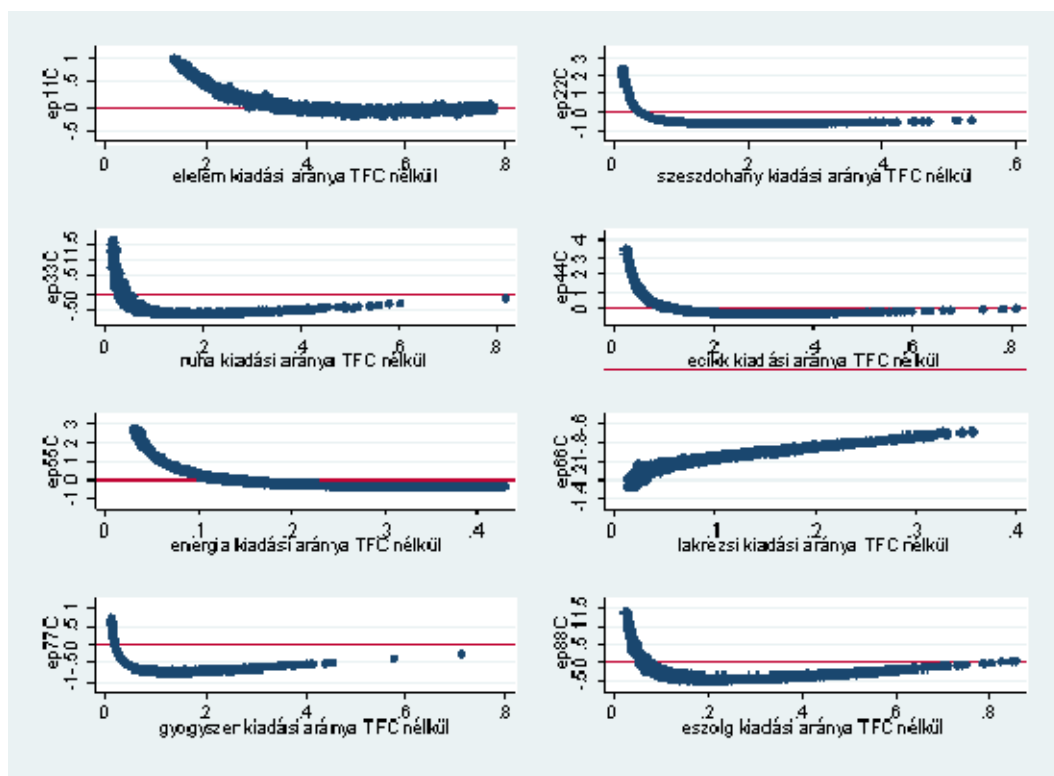


9. ábra: Jövedelmi rugalmasságok a kiadási arányok függvényében



A negatív jövedelmi rugalmasság anomáliája itt is fennáll a normál termékek esetében. Ennek okairól részletesen írtunk a háromtermékes modellnél. Figyelemre méltó, hogy a több termék bevezetése következtében mind az élelmiszer (itt olyan kevés, hogy nem is látszik az ábrákon), mind pedig az energia esetében jelentősen csökkent az ilyen háztartások aránya, egyik termék esetében sem éri el a 15 százalékot.

10. ábra: Kompenzált sajátár-rugalmasságok a kiadási arányok függvényében
8 termékes modell



4. táblázat: Súlyozott jövedelmi és kompenzált árrugalmasságok a nyolctermékes modellben

	élelmi- szer	élvezeti cikkek	ruha	egyéb cikkek	házt. energia	lakás- rezsi	gyógy- szer	egyéb szolg.
Jövedelem rugalmasság								
átlag	0,65	0,79	1,31	1,50	0,65	0,65	0,82	1,54
medián	0,66	0,88	1,20	1,38	0,75	0,74	0,90	1,43
Árrugalmasság, átlag								
élelmiszer	0,07	0,01	0,05	0,05	-0,14	0,04	-0,01	-0,06
élvezeti cikkek	0,18	-0,36	-0,01	-0,01	-0,35	1,01	-0,04	-0,43
ruha	0,25	-0,01	-0,49	0,16	0,20	-0,52	-0,11	0,52
egyéb cikkek	0,13	-0,03	0,08	-0,08	0,14	-0,09	0,03	-0,18
házt. energia	-0,36	-0,21	0,13	0,16	0,03	0,03	0,00	0,22
lakásrezsi	0,25	1,05	-0,88	-0,18	0,08	-0,97	-0,03	0,68
gyógyszer	0,10	-0,04	-0,21	0,15	0,07	-0,02	-0,58	0,54
egyéb szolg.	-0,11	-0,18	0,27	-0,14	0,16	0,23	0,14	-0,37
Árrugalmasság, medián								
élelmiszer	-0,01	0,00	0,03	0,05	-0,12	0,03	-0,02	-0,06
élvezeti cikkek	0,21	-0,53	-0,02	0,01	-0,21	0,72	-0,03	-0,26
ruha	0,24	-0,01	-0,57	0,14	0,16	-0,34	-0,08	0,41
egyéb cikkek	0,14	-0,03	0,04	-0,24	0,11	-0,07	0,01	-0,11
házt. energia	-0,21	-0,16	0,11	0,15	-0,17	0,02	-0,01	0,22
lakásrezsi	0,25	0,82	-0,67	-0,12	0,07	-0,98	-0,03	0,58
gyógyszer	0,15	-0,03	-0,14	0,13	0,06	-0,01	-0,68	0,43
egyéb szolg.	-0,05	-0,14	0,21	-0,09	0,12	0,19	0,10	-0,43

Megj.: Az átlagos árrugalmasságok sorösszege 0.

A 3. táblázatból láthatjuk, hogy a részletesebb termék-felbontás esetén jelentősen csökken a másodfokú tag szerepe, az összkiadás négyzete csupán az élelmiszer és a ruházkodás esetében szignifikáns. Ez arra mutat, hogy a nemlinearitás részben az aggregálás miatt jelenik meg a keresleti rendszerben. Ugyanakkor itt is tapasztaltuk, hogy a háztartáslétszámon kívüli demográfiai tényezők elhagyásának hatására – elsősorban a háztartási energia és különösen a lakásrezszi esetében – szignifikánssá válik a másodfokú változó. Ez alátámasztja, hogy *az összkiadás függvényében tapasztalható nemlinearitást alapvetően az általunk vizsgált háztartási jellemzők különbségei eredményezik.*

A 4. táblázat tartalmazza a súlyozott jövedelmi és kompenzált árugalmasságokat. A jövedelem függvényében legkevésbé az élelmiszerek, a háztartási energia és a lakásrezszi fogyasztása változik. Legerősebben az egyéb cikkek és szolgáltatások fogyasztása reagál a jövedelmi változásokra.

Az árugalmasságok azonban számos meglepetést eredményeznek a háromtermékes modell eredményeihez képest (ld. 2. táblázat). Ezek közül a legfontosabb, hogy az élelmiszer árának a változása szinte egyáltalán nem módosítja sem a saját, sem – az energia kivételével – más termékek fogyasztási arányát. Kiegészítésként hozzáfűzhetjük, hogy ha a demográfiai változók nélkül számítjuk ki nyolctermékes modellünket, akkor magasabb árugalmasságokat kapunk az élelmiszer esetében. Az árhatások egy része tehát a demográfiai változókon keresztül jelenik meg, ami egyértelműen arra utal, hogy maguk a demográfiai változók nem feltétlenül tekintendők egzogénnek. Erre a problémára visszatérünk még a fogyasztási egységek számítása során.

Modellünkben az élelmiszer játssza tehát a leginkább a szükségleti cikk szerepet. Mindenképp magyarázatot igényel azonban, hogy a háromtermékes modellben miért tapasztalhattunk egészen mást az élelmiszer vonatkozásában. Azon túl, hogy a három termék szerepeltetése valószínűleg túl leegyszerűsítő, mindenképp indokoltnak látszik – nem ennek a kutatásnak a keretében – az élelmiszerfogyasztás részletesebb vizsgálata, a belső szerkezeti hatások és a saját termelésből történő fogyasztás szerepének az elemzése.

Egyébként – a mediánnal mérve – valamennyi termék saját árugalmassága negatív. Az élelmiszer után a legkisebb a háztartási energiáé, legnagyobb a lakásrezszié. Ebben az is szerepet játszik, hogy a lakásrezszi tényleges árváltozása a vizsgált időszakban különösen nagyarányú volt.

A demográfiai változók szignifikanciája továbbra is erős. A háztartás létszámának szerepe ugyanolyan, mint a háromtermékes modell esetében volt: a normál termékek esetében a növekvő háztartásméret csökkenti, a luxusjavak esetében növeli a fogyasztási arányt. Ez alól a szabály alól egyedül az élvezeti cikkek jelentenek kivételt, mivel azokat a (háztartás létszámot növelő) gyermekek nem fogyasztják.

Akárcsak a háromtermékes modell esetében, a „méretgazdaságosság” az élelmiszerfogyasztás, valamint az egyéb cikkek esetében a többi termékhez képest kevésbé érvényesül a 0-14 év közötti gyermekek esetében. Erősebben jelenik meg viszont az élvezeti cikkek és a lakásrezsi esetében. A fogyasztási egységek vizsgálata során látni fogjuk, hogy két felnőtthöz képest egy gyerek összességében nem okoz kisebb többlet-fogyasztást, mint egy újabb felnőtt. Az itteni eredmények azt mutatják, hogy csak a gyermek fogyasztási szerkezete különböző. Ez a szerkezeti különbség a 15-18 éves gyerekek esetében már kevésbé érvényesül.

Jelentős az iskolai végzettség szerepe a fogyasztási szerkezetben. Az alacsonyabb iskolai végzettségűeknek viszonylag magasabb az élelmiszer, élvezeti cikk és kisebb mértékben az energia, alacsonyabb viszont az egyéb cikk és szolgáltatás fogyasztásuk. Az élvezeti cikkek esetében az érettségénél alacsonyabb végzettségűek és a többiek között húzódik a szignifikáns határ, a többi említett terméknel folyamatos az átmenet az alacsony, a közepes és a magas végzettségűek között. (Mivel az iskolai végzettség erősen befolyásolja a háztartások jövedelmét és összkiadását, ismét hangsúlyozzuk, hogy ez az eredmény a jövedelmi hatás kiszűrése után áll fenn.)

A felnőtt nők jelenléte (illetve nagyobb száma) a háztartásban szignifikánsan csökkenti az élelmiszer, az élvezeti cikk és meglepő módon (kis mértékben ugyan) a ruházatközpontú kiadások arányát, növeli viszont a többi termékét.

A gyermeküket egyedül nevelő szülők alapvetően az élvezeti cikkeken, kisebb mértékben az egyéb termékeken tudnak takarékoskodni. Érdekes módon az egyedülállók esetében a ruházatközpontú kiadás az, ahol a leginkább többlet költenek a többieknel.

A saját termelésből történő fogyasztás szerepe nagyon hasonló a háromtermékes modellnél tapasztaltnak. Az élelmiszer mellett kis mértékben a lakásrezsi és az élvezeti cikk fogyasztást is csökkenti. Leginkább az egyéb cikkek és a szolgáltatások fogyasztási arányát növeli.

A területi változók részletes elemzésétől most eltekintünk, minőségi többletet a háromtermékes modellhez képest nem kapunk.

Az elmélet ökonometriai próbái

A fogyasztáselmélet több olyan feltevésre épít illetve feltételt implikál, amelyet a megbecsült kiadási rendszer paramétereinek ismeretében tesztelhetünk. Ezek: a Szluckij-mátrix szimmetriája és negatív szemidefinitisége, az árhatások homogenitása, a homoteticitás (a lineáris jövedelmi tag szignifikanciája), a kvadratikus jövedelmi tag fontossága, valamint az adott kiadási tétel szeperabilitása a tartós javakra költött összegtől (intertemporális szeperabilitás), illetve a saját termelésű fogyasztástól.

További feltétel, hogy a kiadási arányok összege egy – ez a választott függvényforma mellett automatikusan teljesül és nem tesztelhető. Határesetet jelent az $\ln a(\mathbf{p})$ és a $b(\mathbf{p})$ deflátorokban szereplő paraméterek egyenletek közötti azonossága. Ahogy azt már említettük, a DM modell első változatában nem deflátor szerepel, hanem az árhatások keresztszorzatai önállóan. Az árak kollinearitása miatt azonban már a szerzők sem ezt a modellt, hanem azt becsülték meg, amelyben a deflátorok szerepelnek. Mivel a deflátorokból csak egy van, a kereszt-árhatásokat minden egyenletben ugyanazok a paraméterkombinációk jelenítik meg, ami a kiinduló állapothoz képest megszorítás. Tekintettel arra, hogy az árak esetünkben is kollineárisak, ezt a megszorítást nem teszteljük.

A legegyszerűbb próba a homoteticitást és a kvadratikus jövedelemtag feleslegességét illeti. Mindkettő leolvasható a regressziós outputból, ami alapján az elsőt igen magas szignifikancia-szinten elvethetjük, a másodikat pedig (várakozásainkkal némileg ellentétben) csak az élelmiszerek és a ruházat esetében nem vethetjük el. (A homoteticitást illetően zavart okoz a nem szignifikáns másodfokú tagok jelenléte. Ha ezeket a tagokat nullára korlátozzuk, akkor mutatkozik meg egyértelműen, hogy a homoteticitás elvethető.)

Az időbeni és a saját termeléstől vett szeperabilitást hasonlóképpen vizsgálhatjuk. Az eredmények a várakozásnak megfelelőek: a saját termelésű fogyasztás csak az élelmiszerek esetében mutat szignifikanciát, így a szeperabilitás hiányát, míg a tartós fogyasztási cikkek mindkét esetben szignifikánsak.

A rendszer szimmetriáját legegyszerűbben próbával vizsgálhatjuk, a nem szimmetriakorlátozott modell használatával. A teszt értelmezéséhez fontos látni, hogy a kompenzált rugalmasságok szimmetriája következik a (nem kompenzált) együtthatómátrix szimmetriájából. Ugyanakkor mivel a kihagyott egyenlet a bevont két egyenletből lineárisan adódik, elég a bevontak paramétereinek szimmetriáját vizsgálni. Esetünkben ez azt jelenti, hogy a háromtermékes modell esetében egy 2×2 -es mátrixot tekintünk, így a szimmetria a két diagonálison kívül eső

elem vizsgálatára korlátozódik. Az 1 szabadságfokú chi-négyzet statisztika 18.83-as értékkel minden szóba jöhető szignifikancia-szinten elutasítja a két paraméter azonosságát.

Az elmélet predikciója szerint a kompenzált árrugalmasságokból összeálló Szluckij-mátrix akkor és csak akkor negatív szemidefinit, ha kiadási szerkezetét a fogyasztó haszonmaximalizálás feltételeivel konzisztensen alakítja ki. Az aggregálás kérdését tárgyalva már említettük, hogy a 3-termékes mátrix a megfigyeléseket megfelelően súlyozva negatív szemidefinitnek *tűnik*: két sajátértéke erősen negatív, egy pedig a nulla közvetlen közelében van. Bár a statisztikai értelemben vett próbát annak rendkívül számításigényessége miatt nem végeztük el, ismerve a statisztika alkotóelemeinek szórását, a következtetés igen biztosnak tűnik. A nyolc-termékes rendszer esetében azonban a 8 sajátérték közül 2 erőteljesen pozitív, ebben az esetben elvethető tehát a negatív szemidefinittség.

1. alkalmazás: az árváltozás jóléti hatásának becslése

Egy árváltozás jóléti hatásának mérése a *compensating* vagy az *equivalent variation* használatával lehetséges. Az előbbi azt mutatja meg, hogy az adott árváltozás mellett mekkora összegre lenne szüksége a fogyasztónak ahhoz, hogy ha a hasznosságát változatlanul akarná tartani, a bekövetkezett árváltozás hatásának ellensúlyozására mekkora jövedelemnövekedésre lenne szüksége:

$$CV=e(\mathbf{p}_1, u_0) - e(\mathbf{p}_0, u_0).$$

A dualitási tétel értelmében a kiindulási optimumban ismert a költségfüggvény értéke: az éppen az összkiadással egyenlő. Ebből kell kiszámolnunk az induló (indirekt) hasznossági szintet. A QUAIDS modellben az indirekt hasznossági függvény alakja egyszerűen meghatározott (lásd a korábbi (1) egyenletet), így könnyen ki is számítható a becsült paraméterek függvényében. A tényellentétes költségfüggvény az indirekt hasznosságfüggvény invertálásával, értéke pedig az így számított hasznosság rögzítésével adódik. A QUAIDS függvényforma mellett ez

$$\ln m' = \left[\frac{1}{\ln V'} - \lambda(\mathbf{p}_1) \right]^{-1} b(\mathbf{p}_1) + \ln a(\mathbf{p}_1).$$

A költségfüggvény paramétereit a modell korábban bemutatott becsléséből határozzuk meg.

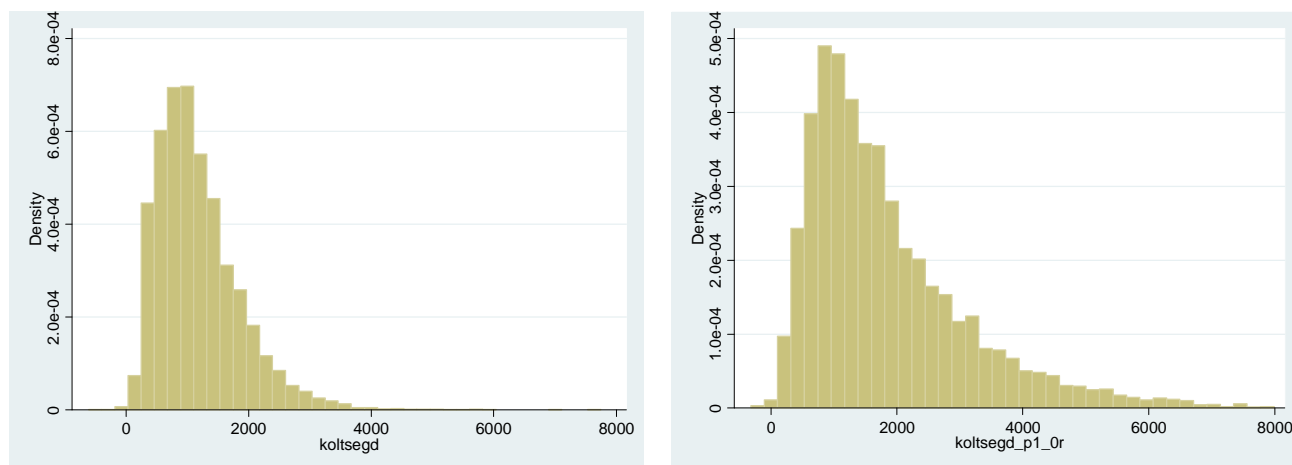
Meglepő lehet, hogy a vizsgálatot annak ellenére elvégezzük, hogy a Szluckij-mátrix szimmetriáját elvetettük, ha negatív szemidefinittségét nem is. Ennek magyarázata a modellel szerzett tapasztalatainkban keresendő. Míg ugyanis a negativitást nem lehet a modellre „ráerőltet-

ni”, a szimmetriát igen. A szimmetria korlátok hatását nem csak maguk az ár-paraméterek veszik fel, hanem a többi is, változás tapasztalható a szimmetria-korlátos és korlátozatlan modell között. Értelmezésünk szerint tehát függetlenül attól, hogy korlátozás nélkül szimmetrikus modellt kapunk vagy sem, létre tudunk hozni egy olyan „világot”, amelyben a szimmetria korlátja érvényesül és a többi paraméter ezzel konzisztens, így a jóléti számítás elvégezhető.

Példabeli számításainkat a 2001-es évre, az energia árának 40 százalékos hipotetikus ár-emelkedésének esetére végeztük. 2001-ben az energia átlagosan az összkiadás 14%-át tette ki (nem téve itt különbséget a téli és nyári hónapok között). Ha a fogyasztók nem alkalmazkodnának az árváltozás hatásához, az összes kiadás a korábbinak $86\% + 14\% \cdot 1,4 = 106\%$ -a lesz, azaz 87 ezer forint helyett 92 ezer forint egy átlagos hónapban. Mindez éves szinten 60 ezer forint többletkiadást jelent az átlagos háztartásnak.

Számításaink során több, az elmélet által adott mozgásteret kihasználó és tiszteletben tartó átlagolást is végeztünk. Elsőként a hasznosságot átlagoltuk, azután abból számítottuk vissza a referencia-hasznossághoz tartozó költséget. Tettük mindezt azért, hogy a reprezentatív fogyasztó hasznosságának változása szemszögéből tekintsük a problémát.

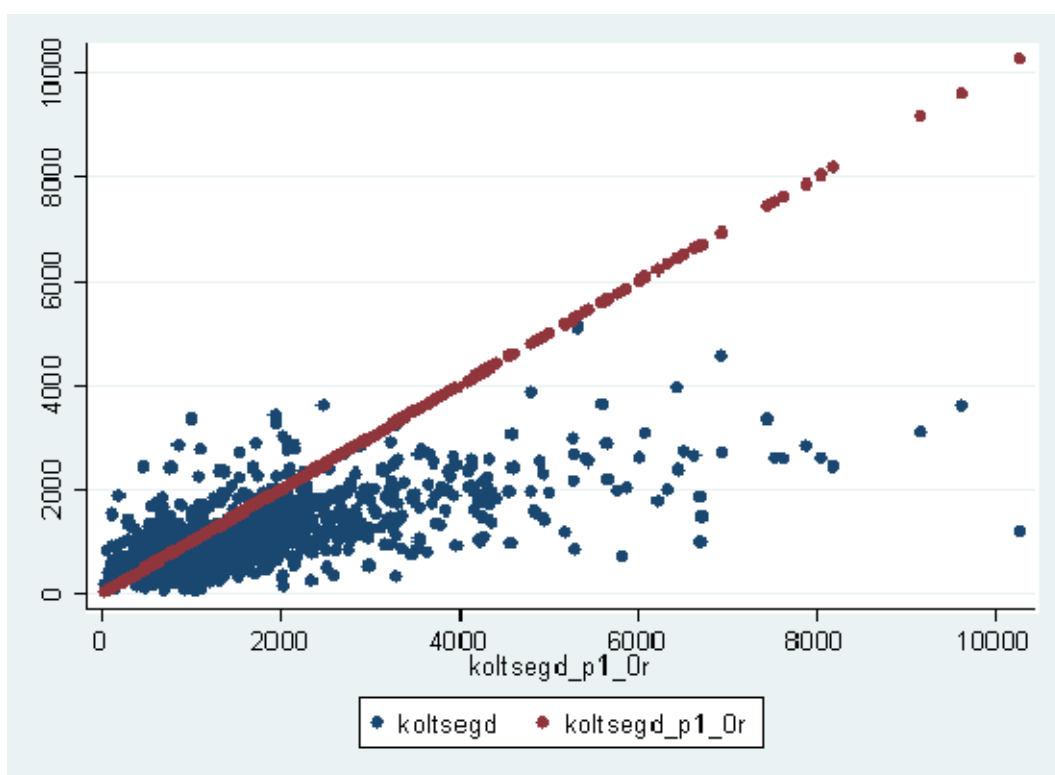
11. ábra: Az energiaár 40%-os emelkedésének havi költségvonzata alkalmazkodás nélkül és alkalmazkodással – átlagok: rendre 1133 és 1817, szórás: 701 és 1385



A 11. ábra jól mutatja, hogy az alkalmazkodás hatására a háztartások vesztesége jelentősen, mintegy 60%-kal csökken. Az alkalmazkodás a háztartásokon belül úgy oszlik meg, ahogy azt várjuk. A 12. ábra az alkalmazkodás utáni veszteséget mutatja az alkalmazkodás nélküli veszteség függvényében. Mivel az összefüggés a 45 fokos egyenes alatt rajzolódik ki,

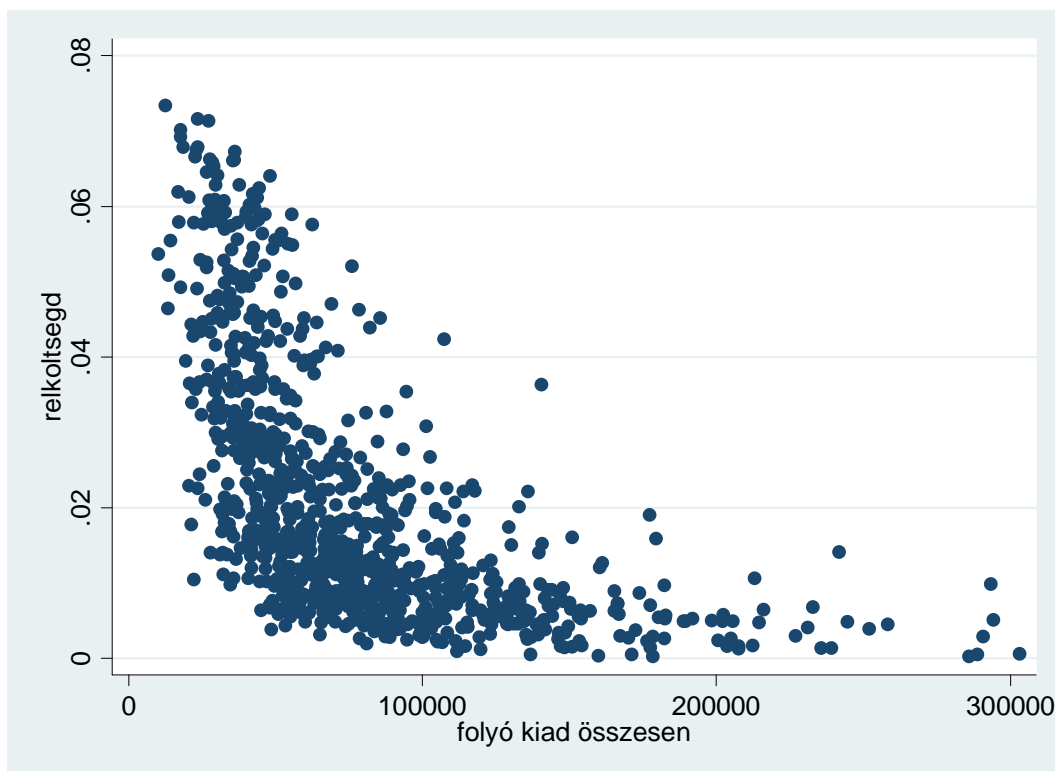
elmondhatjuk, hogy az alkalmazkodás annál nagyobb, minél nagyobb lett volna a veszteség annak hiányába. Látható, hogy a várhatóan kis veszteséget realizálók között vannak, akik az ábra tanúsága szerint alkalmazkodás esetén járnának rosszabbul. Ez a látszólagos ellentmondás a becslés sajátosságaiból fakad, illetve abból, hogy a fogyasztási magatartás szóródásának modellünk legfeljebb felét képes magyarázni.

12. ábra: Az alkalmazkodás után elkönyvelt veszteség a passzivitás esetén esedékes veszteség függvényében.



Forrás: saját számítás a KSH HKF alapján, 10 százalékos időarányos mintából

13. ábra: Az energia 40%-os áremelkedése eredményeként bekövetkező relatív (az összkiadáshoz viszonyított) veszteség az összkiadás függvényében



Forrás: saját számítás a KSH HKF alapján, 10 százalékos időarányos mintából

A nagyobb költségvetéssel gazdálkodó háztartások nagyságában többet, arányaiban viszont jóval kevesebbet veszítenek, hiszen, ahogy azt korábban láttuk, az Energia Engel-görbéje negatív lejtésű. A negatív lejtés és az enyhén konkáv alak eredményeként az összkiadás és az energia háztartás-szintű árugalmassága között 10% a korreláció: a gazdagabb háztartások nemcsak kisebb arányban fogyasztanak, de rugalmasabban is.

Különösen fontos a kapott eredmény az áremelések hatásának kiszámításakor. Ha az energia iránti keresletet egyszerűsítve teljesen rugalmatlannak (0 rugalmasság), vagy teljesen rugalmasnak (1 rugalmasság) tételezünk fel, figyelmen kívül hagyva ezzel a népességben belüli szóródást is, az ár (adó-) emelésének hatását rendre jelentősen túl-, vagy alulbecsüljük.

2. alkalmazás: megélhetési költségindexek számítása

A klasszikus fogyasztásméletet alapul véve igen egyszerű a válasz a feltett kérdésre: azt a számot keressük, amely megadja, hogy a megváltozott árviszonyok mennyi pénzre lenne szükség a korábban kialakított hasznossági szint fenntartásához. Ismét építve a dualitás-

elméletre, ez kifejezhető a két állapotban minimalizált költségek, a költségfüggvény hányadosaként:

$$\pi_{10} = e(p_1, u_0, d_0) / e(p_0, u_0, d_0),$$

vagy a számítások során praktikus logaritmikus formában:

$$\ln \pi_{10} = \ln e(p_1, u_0, d_0) - \ln e(p_0, u_0, d_0)$$

A gondolkísérletben tehát az árakon kívül minden rögzített, beleértve a nominális jövedelmet és a fogyasztás alanyát is. A gyakorlatban háztartásokról rendelkezünk adatokkal, így az utóbbi a háztartás változatlanóságát feltételezi. A fogyasztói árindex becslése tehát a különféle árak esetében tapasztalt viselkedés identifikációját feltételezi, tehát azt, hogy az árak a jövedelem és a háztartás változatlanósága mellett, vagy attól elválaszthatóan változzanak. Erre általában idősoros, ritkábban területileg is szóródó árváltozás-adatok segítségével mód is van. A tényleges méréshez a költségfüggvény különböző helyzetekben a fentieknek megfelelően (parametrikus vagy nemparametrikus eljárással) mért értékeire van szükség.

Az AIDS modell költségfüggvényét a korábbiakban már felidéztük. Lineáris AIDS modell esetében $\lambda(p) = 0$, így a költségindex

$$\ln \iota(U_0, p_0, p_1) = \ln e(u_0, p_1) - \ln e(u_1, p_1) = \ln V_0 [b(p_1) - b(p_0)] + [\ln a(p_1) - \ln a(p_0)]$$

A költségindex tehát két index súlyozott átlaga, ahol a hasznossággal egyenes arányban nő meg a $b(\mathbf{p})$ komponens súlya. Fontos, hogy bár az összkiadás deflátoraként csak $\ln a(\mathbf{p})$ -t használjuk, megélhetési költségfüggvényként önmagában az nem használható. Ha a kvadrátikus tag nem hagyható el, a helyzet összetettebb:

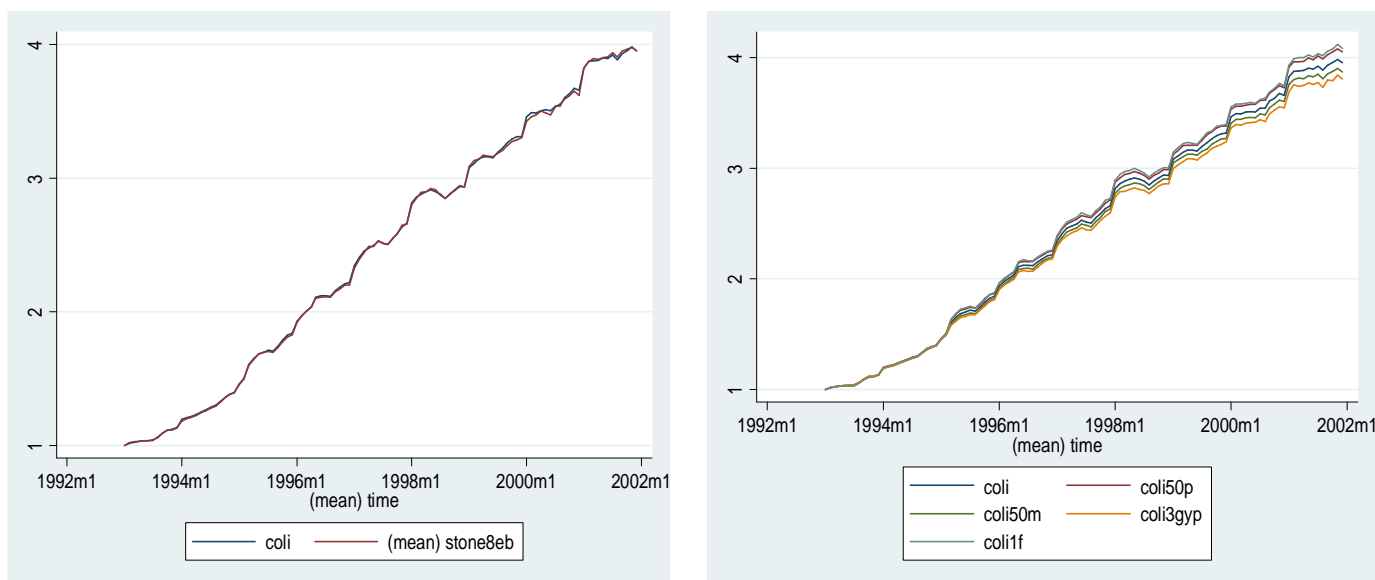
$$\ln \iota(U_0, p_0, p_1) = \frac{\ln V_0}{1 - \ln V_0 \lambda(\mathbf{p}_1)} b(\mathbf{p}_1) - \frac{\ln V_0}{1 - \ln V_0 \lambda(\mathbf{p}_0)} b(\mathbf{p}_0) + [\ln a(p_1) - \ln a(p_0)]$$

A kvadrátikus tag jelenléte az erőteljesen változó jellegű termékek esetében (ahol az Engel-görbe hajlásszöge nagy) az árak emelkedése azonos hasznossági szint mellett a $b(\mathbf{p})$ komponens súlyát megnöveli. Ez érthető, hiszen a nagyobb hasznosságot indukáló nagyobb összkiadás, jövedelem mellett előtérbe kerülnek az érintett cikkek, a gazdagok számára nehezebben nélkülözhetővé válnak.

A költségindex számítása egyszerű, hiszen a költségfüggvény minden paraméterét ismerjük, a bázishasznosság pedig ugyanezekből az adatokból kiszámítható. Ennek átlagához költséget rendelve, majd a költségeket minden időpontra kiszámítva képezhetjük az megélhetési

költségindexeket az átlagos fogyasztóra. Mivel a kiadási rendszer aggregálható, az eljárással feltételezett átlagos fogyasztó „létezik” és a számított értékek értelmesek. Mivel az árak bázis-indexek, a kapott index is bázisindex lesz, annak ellenére, hogy a háztartások csak legfeljebb három évig szerepelnek a mintában. Ez az oka annak, hogy az árindexek összes szóródását nem, csak a teljes népességre és csoportokra számított átlagát vesszük. Az eljárás annak ellenére értelmes, hogy magát a kiadási modellt nem különféle háztartásokra számítottuk: a közöttük tapasztalt különbségek a kiadási mintázatokban jelennek meg.

14. ábra: Stone index és a QUAIDS modell alapján számolt megélhetési bázis-index, illetve a megélhetési index különböző csoportokra



Forrás: saját számítás a KSH HKF alapján

Jól látszik a 14. ábra bal oldali paneljén, hogy a hasznosságkonzisztens költségindex és a Stone index között minimális a különbség – nem véletlen, hogy az utóbbit sok esetben használják közvetlenül kiadási rendszerek becslése helyett.⁶ Az ábra jobb oldali panelje bemutatja azt is, hogyan lehet a mikroadatokból képzett árindexeket igény szerint aggregálni. A szerepeltetett átlagos (coli), az 50 évesnél idősebb (coli50p) és fiatalabb (coli50m) háztartásfőjű,

⁶ Mindkettő magasabb viszont a hivatalos árindexnél: az időszak végére mintegy 40%-kal magasabb áremelkedést jeleznek. Ez részben az eltérő súlyozási eljárásnak, részben a kibővített termékkörnek köszönhető. Az úgynevezett plutokratikus torzítás

illetve a 3 vagy több gyermekkel rendelkező (coli3gyp), illetve az egyszemélyes háztartások indexei ha nem is jelentősen, de eltérnek egymástól. A vizsgált 9 év alatt a legkisebb (coli3gyp, 4,08) és a legnagyobb (coli1p, 3,80) index között közel 30 százalékpontnyi, azaz valamivel több, mint 7 százaléknyi eltérés mutatkozik. Az eltérés oka jelentős részben abban keresendő, hogy a különféle szerkezetű háztartások fogyasztási szerkezete és háztartási szintű „termelési” hatékonysága igen eltérő lehet.

3. alkalmazás: kiadási egységek számítása

A jóléti elemzéshez hasonló elven számíthatók az összkiadást és összjövedelmet defláló kiadási egységek is. Ismeretük a jóléti elemzésekhez feltétlenül szükséges, mivel a háztartási szinten rendelkezésre álló jövedelmek, rajtuk keresztül pedig a jólét mértéke csak akkor hasonlítható össze, ha a hasonlítás alanya azonos: az egyén. A kiadási egységek számítása során elvégzendő gondolat kísérlet a következő: milyen költségekkel kellene számolnia egy háztartásnak, ha egy adott demográfiai szerkezetből egy másik szerkezetbe kerül. A kiadási egység a két, azonos hasznosságot eredményező költségfüggvény hányadosa:

$$s_{t,01} = e(p_t, u_0, d_1) / e(p_t, u_0, d_0),$$

ahol d_0 a referencia, d_1 az új (vizsgált) demográfiai helyzet, p_t pedig az aktuális árszint. Ha a fenti hányadost több demográfiai helyzet között képezzük, az egységek egész sorához jutunk, amelyek ekvivalencia skálává állnak össze. Ahogyan korábban már bemutattuk, a kiadási rendszer paramétereinek ismeretében (és a vonatkozó elmélet helyességét feltételezve), a költségfüggvény könnyedén kiszámítható.

Mielőtt a számítást elvégeznénk, meg kell említeni egy, a kiadási egységek, illetve a megélhetési indexek és a jóléti veszteség számítása közötti fontos különbséget. Az árindexek esetében a rendelkezésünkre álló, megvalósult helyzetet dokumentáló adatokon, „valódi” eseményt tekintve végzünk számítást. Az áremelkedés vizsgálatakor előfordulhat, hogy olyan helyzetet vizsgálunk, amelyre nincs a megfigyeléseink között adat. Ennek ellenére hitelt ad számításainknak az a tény, hogy modellünk explicit módon vizsgálja, miként alakulnak a kiadások az ár függvényében.

A fentiekhez képest alapvetően más a helyzet a kiadási egységekkel. A változás, aminek hatását számba kívánjuk venni, nem egzogén. A háztartás demográfiai helyzetének változása a modern világban jelentős részben döntés kérdése: az egy személyes háztartásból legtöbbször házasság útján lesz két személyes, a kétszemélyes pedig gyermekek megjelenésével bővül

többszemélyesre. (A probléma a mi modellszámításaink során is megjelent, a nyolctermékes rendszer élelmiszer árugalmasságai kapcsán utaltunk rá.) A vizsgálat tárgya éppen ezért egy nem modellezett döntés eredményének hatása. Ez a döntés ugyanakkor nem jelent meg a becslésben, csak feltételként, „kontroll változóként”. Mivel a vizsgált demográfiai változás hatásának nincs módja a maga teljességében megmutatkozni a modellben, sokan megkérdőjelezzik a kiadási egységek ilyen technikával való becslhetőségét; az elsők közötti és leggyakrabban idézett kritikus Pollak és Wales (1979).

A kiadási egységek feltételeességét konstruktív, alternatív eljárást is mutató kritikáját csak nemrégiben sikerült adni. Az egyik lehetőség a probléma explicit kezelése, a demográfiai változást kiváltó döntés strukturális modellezése. Az egyik legfontosabb döntést, a házasságkötést Browning–Chiappori–Lewbel (2004) modellje ötvözi a fogyasztási alapmodellel. A másik lehetőség a fogyasztási/kiadási modellt teljes egészében elhagyni, és kísérletet tenni a háztartáson belül a demográfiai hatások eredőjeként előálló megtakarításokat más forrásból identifikálni. Ez irányba tesz lépéseket Muellbauer–van de Ven (2004) az adórendszerben megjelenő kedvezményeket használva a vizsgálódás alapjául.

Az Engel-módszer – egy egyenlet, egy skála

Engel (1895) két törvénye közül az első a negatív meredekségű élelmiszer-arány – jövedelem függvényre vonatkozik, a második pedig arra, hogy a háztartás létszámának növekedésével ez a függvény jobbra tolódik. Mivel az élelmiszerekre költött pénz aránya negatívan függ össze az összjövedelemmel, így a jóléttel is, érvelése szerint az élelmiszerre költött kiadás aránya az összkiadásban használható a jólét proxyjaként. A második törvény e proxy alakulása alapján vonja le a jólét változására vonatkozólag. Az első törvény alapján tehát létezik a

$$w_i = \alpha z + \beta \ln x$$

összefüggés, ahol β feltételezhetően negatív. Az x változó tartalmazza a kiadási arányt befolyásoló „egyéb” változókat. Ez az egyenlet megbecsülhető keresztmetszeti adatokon. Ha a második törvény alapján feltesszük, hogy a jólét $v = f(w)$ monoton függvénye az élelmiszer w kiadási arányának, akkor a „jólétek” egyezősége mellett a két, hasonlítani kívánt háztartástípusra vonatkozó egyenletek jobb oldalai is egyenlők. Ebből kifejezhető az azonos jólét eléréséhez szükséges jövedelmkülönbség és a demográfiai változók közötti viszony. Feltételezzük most, hogy a két csoport között a függvény formájában és paraméterekben nincs kü-

lönbség, azt kizárólag az x változóban szereplő, a két csoportot megkülönböztető indikátor jeleníti meg. A szükséges jövedelemkülönbség és az indikátor közötti kapcsolat ekkor könnyen megkapható a két Engel görbe egyenlőségéből:

$$-b(\ln x_2 - \ln x_1) = a(z_2 - z_1)$$

$$s = \frac{x_2}{x_1} = \exp\left(-\frac{a}{b} \Delta z\right),$$

ahol Δz indikátorváltozónál 1, folytonos változónál (amilyen például a gyermekek száma) pedig a maga a változás.

Kvadratikus egyenlet esetében az ekvivalencia-skála egy másodfokú egyenlet eredményeként adódik. Az Engel módszer alapjául az élelmiszerek Engel-görbáját szokás használni – mi is így fogunk eljárni.

Az élelmiszerek Engel-görbáját vesszük tehát alapul, és tekintjük a 2 felnőttel rendelkező háztartásokat. Egyszerű számítást végzünk: azt szeretnénk megtudni, hogy a két felnőtt mellett egy és két gyermek milyen költségnövekedést jelent. A kalkulációhoz a korábban már bemutatott Engel-görbe számításokat használjuk, összevonva szerepeltetve bennük a gyermekek számát. Mivel a hasonlítás alapja ebben az esetben a kétfős háztartás összkiadása, kiegészítésképpen ki kell számítani a második felnőtt súlyát.

5. táblázat: A háztartásméret ekvivalencia-skálája az egyszemélyes háztartáshoz képest
Becslés az Engel-módszerrel

év	2 felnőtt	3 felnőtt	2 felnőtt 1 gyerek	2 felnőtt 2 gyerek
1993	1,7	2,0	2,0	2,4
1994	1,6	2,0	1,8	2,3
1995	1,7	2,1	2,0	2,5
1996	1,6	1,9	2,0	2,4
1997	1,6	2,0	1,9	2,4
1998	1,7	2,1	2,1	2,7
1999	1,6	1,9	2,1	2,5
2000	1,7	2,1	2,1	2,6
2001	1,6	2,0	2,2	2,8
Átlag	1,6	2,0	2,0	2,5
$h^{0,7}$	1,6	2,2	2,2	2,7
$h^{0,5}$	1,4	1,7	1,7	2,0
OECD	1,5	2,0	1,8	2,1

Forrás: saját számítás, és www.oecd.org „What are Equivalence Scales?”

Az eredményeket első körben a gyermekek számát mérő változóval számítottuk ki. Mivel azonban ez az exponenciális függvényforma alapján kötelezően meglepő eredményt, a második gyermek relatív nagy súlyát eredményezi, újrabecsültük az egyenletet a két gyermek jelenlétét külön megjelenítő indikátorváltozókkal. Bár az elkülönítés lehetővé teszi, hogy az esetleges nemlinearitások a becsült paraméterekben megmutatkozzon, az eredmény lényegében nem változott. A második felnőtt súlya átlagosan mintegy 60 százaléka egy egésznek. Figyelemre méltó, hogy a harmadik felnőtt súlya gyakorlatilag megegyezik az első gyerekével.

A fenti az értékek azt mutatják, hogy Magyarországon a széles körben használt OECD skála által implikálnál mindenhol kevésbé érvényesül a méretgazdaságosság, a gyermekek esetében pedig ez minden skálával szemben igaz. Az a tény azonban, hogy a második gyermek súlya az elsőnél átlagosan és sok esetben is nagyobb, elbizonytalanító az eredményekkel kapcsolatban. Ellenőrzésképpen megbecsültük a paramétereket a háztartásfő korát az aktív korú, 60 évesnél fiatalabb népességre korlátozva, de az eredmény nem változott.

Vegyük észre, hogy az egyszerű és nem túl meggyőző eredmény eléréséhez sok feltételre van szükség. Feltettük, hogy a jólétet az élelmiszerek kiadási aránya megfelelően közelíti, a skálát egyetlen termék fogyasztásának jellemzőitől tettük függővé, nem vizsgáltuk az áraknak a skálára gyakorolt hatását. Ezeket a hiányosságokat igyekszünk orvosolni a következő szakaszban, ahol a kiadási egységeket teljes keresleti rendszerből becsüljük.

Kiadási egységek számítása a teljes keresleti rendszer modellezésével

A kiadási egységek teljesen hasznosság-alapú számítása, a költségfüggvények kiszámításával végezhető el. A hasznossági függvényt a tanulmány elején bemutatott (2) képlet tartalmazza, a költségfüggvény ennek az inverze:

$$m = C(V, \mathbf{p}) = \exp \left(\left[\frac{1}{\ln V} - \lambda(\mathbf{p}) \right]^{-1} b(\mathbf{p}) + \ln a(\mathbf{p}) \right) \quad (10)$$

A kiadási (fogyasztási) egységeket előállító számítási eljárásunk a következő volt. Megbecsültük a korábban bemutatott keresleti rendszert, ugyanazokkal a háztartás-specifikus kiegészítő változókkal, azzal az egyetlen eltéréssel, hogy az egy főre jutó kiadások helyett a háztar-

tások összkiadását szerepeltettük a modellben. Amint korábban már említettük, ez a változtatás sem a becsült jövedelmi-, sem az árugalmasságokat nem érintette érdemben.

Az egy személyből álló háztartásokat választottuk referenciaként. A becslés lefuttatása után minden hónapra külön-külön kiszámoltuk az egyszemélyes háztartások átlagos hasznosságát, jelölje ezt az értéket $V_0(t)$, ahol t az időpont. Ezt a $V_0(t)$ hasznosságot helyettesítettük be minden egyes adott havi megfigyelés esetében a (10) képletbe, kiszámolva, hogy az adott háztartás esetében, az adott időpontban mekkora kiadásra van szükség ugyanekkora hasznosság eléréséhez. Az így kapott kiadási értékeket átlagoltuk havonta az egyes háztartástípusokra. A vizsgált háztartástípus és a referencia háztartástípus átlagos havi kiadásainak a hányadosa szolgáltatja az ekvivalencia skálát. A 6. táblázat ezeknek az ekvivalencia-arányoknak az éves átlagát mutatja be.

A táblázatba foglalt eredmények tárgyalása előtt néhány általános megjegyzést teszünk. Nem alkalmaztunk valamilyen általános függvényformát a háztartási „méretgazdaságosság” számszerűsítésére. Ennek egyik fontos oka, hogy a függvényforma olyan szabályosságot kényszerít a rendszerre, ami nem biztos, hogy benne van. Az általunk választott módszer sokkal rugalmasabb megközelítést biztosít. Hátránya viszont, hogy csak a viszonylag nagyobb esetszámú háztartástípusok esetében működik az eljárás megbízhatóan. Gyakorlati tapasztalataink az, hogy ha a havonta elérhető esetszám 50 alá csökken, akkor elég hektikusan változó, nehezen értelmezhető eredményeket kapunk. Ezért korlátozzuk az eredmények részletes bemutatását néhány háztartástípusra, hozzátevé, hogy a 4 felnőttből és az 1 felnőtt és 1 gyermekből álló háztartások esetszáma túlságosan kicsi (gyereknek a 0-18 éveseket tekintjük). A kapott eredmények nem változnak akkor, ha másik háztartástípust választunk referencia-csoportként.

A számítás havonkénti elvégzésére azért volt szükség, mert a skálázási eljárás az elmélet értelmében azonos árak esetében érvényes ebben a formában. Ily módon az árszerkezet időbeli változásának a hatása is jól nyomon követhető. A 6. táblázat adatai egyértelműen tükrözik is az árváltozások hatását, a további személyek hatása időben csökkenő tendenciát mutat. Vagyis olyan termékek ára növekedett viszonylag nagyobb mértékben, amelyek fogyasztása esetén nagyobb szerepe van a méretgazdaságosságnak. Ebbe a körbe tartozik a háztartási energia és a lakásrezsi. Az előző szakaszban bemutatott Engel-módszer esetében ezek a szempontok egyáltalán nem tudnak érvényesülni.

6. táblázat: A háztartásméret ekvivalencia-skálája az egyszemélyes háztartáshoz viszonyítva

év	2 felnőtt	3 felnőtt	4 felnőtt	1 felnőtt 1 gyerek	2 felnőtt 1 gyerek	2 felnőtt 2 gyerek
1993	1,7	2,5	3,1	1,7	2,5	2,7
1994	1,7	2,3	3,1	1,7	2,3	2,6
1995	1,7	2,4	3,0	1,7	2,4	2,6
1996	1,7	2,4	3,1	2,0	2,4	2,7
1997	1,7	2,4	2,9	1,7	2,3	2,7
1998	1,7	2,3	2,9	1,7	2,2	2,5
1999	1,7	2,2	2,8	1,6	2,1	2,4
2000	1,7	2,2	2,9	1,5	2,2	2,4
2001	1,6	2,2	2,8	1,6	2,1	2,4
átlag	1,7	2,3	3,0	1,7	2,3	2,6

A 2. felnőtt súlya nemcsak az OECD-skálához, hanem az Engel-módszerrel kapott eredményhez képest is nagyobb, 0,7. Ez az érték kétszemélyes háztartás esetén megegyezik a szokásos $h^{0,7}$ skálázásból adódóval. A 3. felnőtt további 0,6-et „ér”, míg az újabb felnőtt esetében ismét 0,7 adódik. Itt azonban már nagyon kicsiny az esetszám (kevesebb mint 2000 háztartás a teljes 9-éves időszakban), ez az eredmény kevésbé megalapozott.

A gyermekek tekintetében egyértelmű viszont, hogy az első gyerek – akár 1, akár 2 felnőtthez képest – ennek a módszernek az alkalmazása esetén sem kerül kevesebbe, mint egy újabb felnőtt. Különbség csupán kiadási szerkezetükben van, amint azt a nyolctermékes rendszer vizsgálata során már tárgyaltuk. Ez fontos eltérés a szokásosan alkalmazott ekvivalencia-skálák többségéhez képest. Az újabb, második gyerek többlete viszont már valóban jelentősen kisebb, csupán 0,3.

Összefoglalóan azt állapíthatjuk meg, hogy Magyarország esetében az OECD ekvivalencia-skálák alkalmazása jelentősen túlbecsüli a háztartásméretből eredő megtakarításokat. Ebből következően a háztartások jövedelemeloszlásának, egyenlőtlenségeinek vizsgálata során az OECD-skála alkalmazása a nagyméretű, valamint a gyermekes háztartások esetében az egy fogyasztási egységre eső jövedelem túlbecsléséhez, az ezt a réteget érintő szegénység alulbecsléséhez vezet.

Hivatkozások

Banks J. – R. Blundell – A. Lewbel (1997): „Quadratic Engel Curves and Consumer Demand”, Review of Economics and Statistics, vol 79. no. 4 pp 527-539

Blow, L. (2003): „Demographics in Demand Systems” IFS Working Paper Series, WP03/18

Blundell, R. – I. Preston (1994): „Income or consumption in the measurement of inequality and poverty?” IFS Working Papers W94/12

Blundell, R. – J. Robin (1996): „An Iterated Moment Estimator for Conditionally Linear Demand Systems”, Institute for Fiscal Studies Working Paper 96/10

Browning, M. – C. Meghir (1991): „The Effects of Male and Female Labour Supply on Commodity Demands”, Econometrica 59, pp 925-951.

Browning, M. – P. A. Chiappori – A. Lewbel (2004): „Estimating consumption equivalence of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power”, mimeo, Boston College.

Christensen, L. R. – D. W. Jorgenson – L. J. Lau (1975): „Transcendental logarithmic utility functions”, The American Economic Review, vol 65. pp 367-383

Deaton, A. – J. Muellbauer (1980a): „An Almost Ideal Demand System”, American Economic Review, Vol. 70, No. 3 (Jun., 1980), pp. 312-326

Deaton, A. – J. Muellbauer (1980b): „Economics and consumer behavior”, Cambridge University Press

Engel, E. (1895): „Die Lebenskosten belgischer Arbeiter – Familien früher und jetzt”, International Statistical Institute Bulletin, no. 9.

Hoch R. – Kovács I. – Ördög M. (1982): „Fogyasztás és Jövedelem”, KJK, Budapest

Jorgenson, W. - L. Lau - T. Stoker (1982): „The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior” in R. Basmann and G. Rhodes (eds.), Advances in Econometrics, vol. 1 (Greenwich, Ct: JAI Press, 1982).

Lewbel, A (1997): „Consumer Demand Systems and Household Equivalence Scales” In: „Handbook of Applied Econometrics, Volume II: Microeconomics” M. H. Pesaran and P. Schmidt, eds., 1997, Oxford: Blackwell Publishers Ltd.

Lewbel, A (2002): „Equivalence Scales Based on Collective Household Models”, mimeo, Boston College

Muellbauer, J. (1975): „Identification and Consumer Unit Scales”, *Econometrica* vol 43. no 4., pp. 807-809

Muellbauer, J. (1979): „Testing the Barten Model of Household Composition Effects and the Cost of Children”, *The Economic Journal*, Vol 87., No. 347. pp 460-487

Muellbauer, J. – van de Ven, J. (2004): „Estimating Equivalence Scales for Tax and Benefit Systems”, National Institute of Economic and Social Research discussion paper series DP229

Pollak, R. A. – T. J. Wales (1979): „Welfare Comparisons and Equivalence Scales”, *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 2, Papers and Proceedings of the Ninety-First Annual Meeting of the American Economic Association. (May, 1979), pp. 216-221.

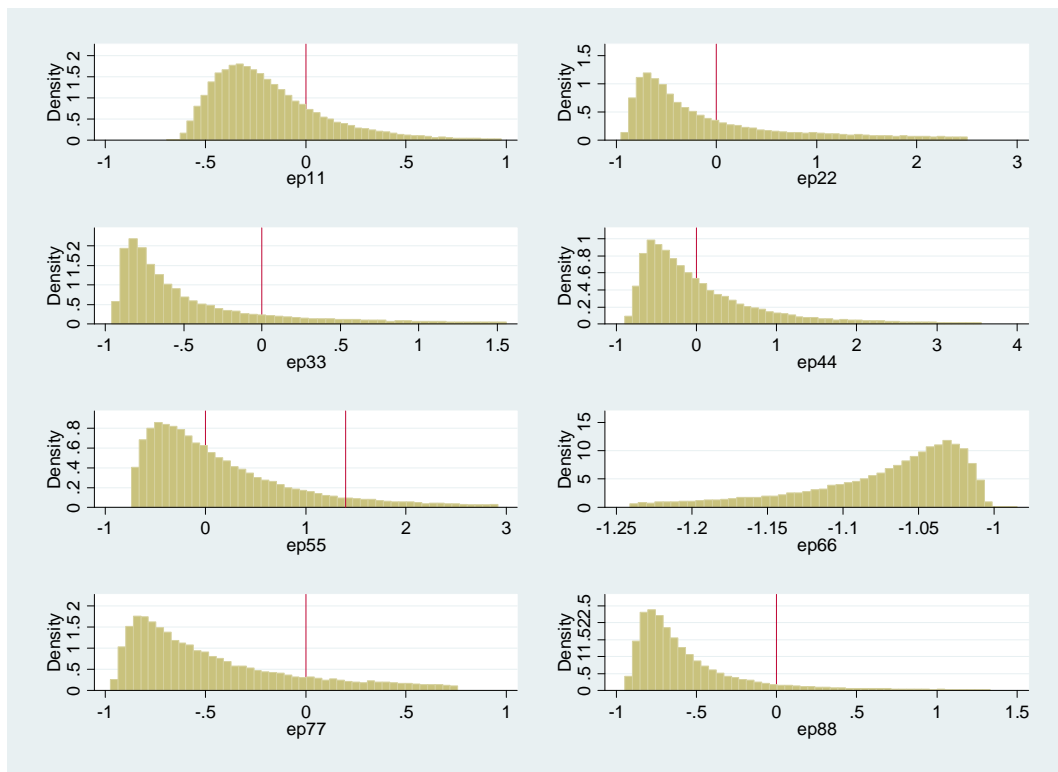
Pollak, R. A. – T. J. Wales (1981): „Demographic Variables in Demand Analysis”, *Econometrica*, Vol 49. No 6., pp. 1533-1551

Sen, Amartya K. (1977): „On Weights and Measures: Informational Constraints in Social Welfare Analysis”, *Econometrica*, XLV (1977), 1539–1572.

Sen, Amartya K. (1987): *The Standard of Living*, Cambridge, Cambridge University Press.

Függelék: A kompenzálatlan sajátár-rugalmasságok

Eloszlása



Összefüggése a kiadási arányokkal

